

VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA NÁRODOHOSPODÁŘSKÁ

Modelování dlouhodobé rovnováhy na trhu práce v České republice
The Modelling of Long-Term Equilibrium on the Labour Market
in the Czech Republic

Student: Bc. Kristýna Lepíková

Vedoucí diplomové práce: doc. Ing. Jana Hančlová, CSc.

Ostrava 2011

„Místopřísežně prohlašuji, že jsem celou práci, včetně všech příloh, vypracovala samostatně. Přílohy č. 1 až 6 dané mi k dispozici, jsem samostatně doplnila“.

V Ostravě 1. dubna 2011

.....

Děkuji vedoucí diplomové práce doc. Ing. Janě Hančlové, CSc. za odborné vedení,
poskytnutí cenných rad a připomínek a za čas, který mi věnovala.

Obsah

1. Úvod.....	1
2. Teoretické vymezení trhu práce.....	3
2.1. Poptávka po práci, nabídka práce a rovnováha na trhu práce.....	3
2.2. Beveridgeova křivka	5
2.2.1. Faktory působící na Beveridgeovu křivku	9
2.2.2. Negativa a pozitiva Beveridgeovy křivky	12
2.3. Odvození modelu rozšířené Beveridgeovy křivky.....	13
3. Stacionarita a kointegrace.....	17
3.1. Stacionarita.....	17
3.2. Kointegrace, <i>VAR</i> a <i>VEC</i> model.....	22
3.2.1. Vektorový autoregresní model	23
3.2.2. Testování kauzality.....	24
3.2.3. Model s korekčním členem	26
3.2.4. Engleova-Grangerova metoda.....	26
3.2.5. <i>VEC</i> model a Johansenova kointegrační metoda	28
4. Zkoumání dlouhodobého rovnovážného vztahu na českém trhu práce.....	30
4.1. Vývoj Beveridgeovy křivky v České republice	30
4.2. Odvození a zkoumání vývoje ostatních časových řad	33
4.3. Testování stacionarity	36
4.4. Odhady jednotlivých modelů.....	38
4.4.1. Model ue_t a ve_t	40
4.4.2. Model ue_t , ve_t a ufe_t	44
4.4.3. Model ue_t , ve_t a $upre_t$	44
4.4.4. Model ue_t , ve_t a glf_t	46
4.4.5. Model ue_t , ve_t a ipp_t	48
4.4.6. Model ue_t , ve_t a iwr_t	50
4.4.7. Model ue_t , ve_t a ir_t	50
4.4.8. Model ue_t , ve_t , ipp_t a iwr_t	51
4.4.9. Model ue_t , ve_t , glf_t a iwr_t	51
5. Shrnutí a komparace výsledků.....	53
6. Závěr.....	57
Seznam použité literatury	59

Seznam zkratk a symbolů

Seznam grafů, obrázků a tabulek

Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Seznam příloh

1. Úvod

Beveridgeova křivka je poutavým konceptem, pomocí kterého je možné jednoduše a přehledně analyzovat toky na trhu práce, ať už na úrovni mezinárodní, národní nebo regionální. Bývala považována za „opomíjenou nevlastní sestru“ Phillipsovy křivky. Posléze byla prosazena v teorii nezaměstnanosti, respektive začala z ní vycházet teorie hledání a párování na trhu práce. Beveridgeova křivka, někdy nazývána jako *UV* křivka, popisuje vztah mezi mírou nezaměstnanosti a mírou volných pracovních míst. Většinou je pojmána jako výsledek rovnováhy na trhu práce, kde se toky na trhu práce, respektive přítoky do nezaměstnanosti a odtoky z procesu párování, rovnají. Její matematický model je odvozován skrze Cobbovu-Douglasovu produkční funkci.

Cílem této diplomové práce je zkoumání tendencí k dlouhodobému rovnovážnému vztahu mezi nabídkovou stranou a poptávkovou stranou na trhu práce v České republice v letech 2001 až do 3. čtvrtletí roku 2010. Jako základní determinanty působící na kointegrační vztahy budou uvažovány strukturální a makroekonomické proměnné. Výsledky empirické analýzy budou na závěr konfrontovány s obdobnými studiemi.

Tato diplomová práce je rozčleněna do několika kapitol. První část druhé kapitoly se stručně zabývá nabídkou práce, poptávkou po práci a rovnováhou na trhu práce. Druhá část předkládá samotný koncept Beveridgeovy křivky, faktory působící na Beveridgeovu křivku apod. Ve třetí části druhé kapitoly jsou uvedeny vybrané studie, které se zabývaly dlouhodobými vztahy na trhu práce, respektive přímo modelem, který bude využit v praktické části této diplomové práce a samozřejmě nechybí ani odvození tohoto modelu.

Třetí kapitola se zaměřuje zejména na ekonometrické metody, které budou aplikovány ve čtvrté kapitole. Tuto kapitolu je možné rozdělit na dvě hlavní části. První část poskytuje základní náhled na stacionaritu, která je důležitou vlastností časových řad a podmínkou pro zkoumání dlouhodobých vztahů. Druhá část se věnuje především dlouhodobým vztahům, respektive testováním kointegračních vztahů, ale v rámci podkapitoly není opomíjen ani vektorový autoregresní model, ze kterého vychází vektorový model s korekčním členem.

Stěžejní část diplomové práce, čtvrtá kapitola, obsahuje popis vývoje Beveridgeovy křivky v České republice, dále odvození a popis vývoje ostatních časových řad, testování stacionarity jednotlivých proměnných a empirický odhad jednotlivých modelů pomocí Johansenovy kointegrační metody. V rámci odhadu jednotlivých modelů se pra-

cuje se čtvrtletními daty od roku 2001 do třetího čtvrtletí roku 2010. Jedná se o 39 pozorování.

Pátá kapitola shrnuje výsledky jednotlivých modelů z praktické části této diplomové práce, respektive modely, u kterých byl objeven kointegrační vztah. Poslední kapitola, neboli závěr, se týká shrnutí výše uvedených poznatků, ale i návrhů možných zdokonalení odhadu kointegračního vztahu.

Součástí diplomové práce je seznam zkratek a symbolů, dále seznam grafů, obrázků a tabulek a samozřejmě i seznam příloh.

2. Teoretické vymezení trhu práce

V této kapitole budou vymezeny základní pojmy poptávky po práci a nabídky práce a jejich některé determinanty. Zbytek kapitoly se bude zabývat teorií týkající se Beveridgeovy křivky, která je charakteristická inverzním vztahem mezi mírou nezaměstnanosti a mírou volných pracovních míst.

Koncept Beveridgeovy křivky se používá pro tzv. „the search and matching model“ neboli model hledání a párování. Předností Beveridgeovy křivky je zejména její jednoduché sestavení a snadná identifikace základních typů nezaměstnanosti v ekonomice. V této části bude popisováno jednak obecné pojetí této křivky a jednotlivé typy nezaměstnanosti, ale i faktory, které ovlivňují samotnou Beveridgeovu křivku. Z těchto vybraných determinantů se bude vycházet rovněž v praktické části této diplomové práce. Poslední část kapitoly bude věnována odvození modifikovaného modelu Beveridgeovy křivky.

2.1. Poptávka po práci, nabídka práce a rovnováha na trhu práce

Trh práce patří mezi hlavní trhy výrobních faktorů. Schopnost pracovat je vázána na člověka a každý člověk v průběhu života sbírá pracovní zkušenosti a zároveň má jiné nadání a předpoklady pro výkon určité práce. Z tohoto důvodu je člověk ojedinělou bytostí a práce je heterogenní komoditou. [1] Služby, které poskytuje právník, jsou odlišné od služeb poskytovaných instalatérem a dokonce i činnosti v rámci profese se můžou odlišovat. Typickým příkladem jsou lékaři a jejich specializace v různých oborech, pediatr vykonává něco jiného než chirurg či dentista.

Na trhu práce se střetává nabídka práce a poptávka po práci. Poptávka po práci spolu s nabídkou práce určují cenu práce - mzdu. Mezi nabídkou práce a výší mezd existuje pozitivní vztah, kdežto mezi poptávkou po práci a výší mezd je vztah negativní. [2, 3]

Nabídkovou stranu představují domácnosti a její členové, kteří se rozhodují, zda mají vstoupit anebo nevstoupit na trh práce a za jakých podmínek. [4] Členové domácnosti se rozhodují, zda budou preferovat spotřebu anebo zda upřednostní svůj volný čas. V tomto případě se mluví o individuální nabídce práce a působení substitučního a důchodového efektu. Substituční efekt převládá tehdy, když lidé zvyšují svůj zájem o práci a omezují objem svého volného času. Důchodový efekt převládá, když členové domácnosti v případě růstu reálných mezd a neměnné úrovně potřeb nezvyšují objem

nabízené práce, lépe řečeno snižují objem nabízené práce. [2] Obvykle platí skutečnost, že substituční efekt převažuje nad efektem důchodovým a tedy roste množství nabízené práce. Tržní nabídka práce je pak součtem všech individuálních nabídek práce na trhu práce a je rostoucí. Toto je vysvětlováno jednak tím, že růst mezd vede zaměstnané osoby k větší ochotě nabízet více práce a zároveň to láká osoby, které dosud stály mimo trh práce. Podle Václavíkové [5] působí na nabídku práce mimo jiné tyto hlavní determinanty:

- reálné mzdy (současné i očekávané) a mimopracovní příjmy (sociální dávky),
- demografický vývoj a struktura obyvatelstva,
- míra ekonomické aktivity obyvatelstva,
- ceny spotřebitelského zboží,
- kulturní a náboženské vlivy,
- územní a profesní mobilita pracovní síly (rekvalifikace) atd.

Poptávkovou stranu představují podniky, tedy zaměstnavatelé, kteří nabízejí volná pracovní místa. Opět se zde rozlišuje individuální poptávka po práci a tržní poptávka po práci, která je horizontálním součtem individuálních poptávek po práci všech firem, které poptávají práci. Václavíková [5] a Winkler [3] uvádějí mimo jiné následující determinanty poptávky po práci:

- mzdy a podíl nákladů na pracovní sílu na celkových nákladech (v případě, že pracovní náklady představují malý podíl celkových nákladů, dopad vysokých mezd na poptávku po práci bude malý),
- citlivost poptávky po vyráběném zboží či služeb na změny v ceně,
- ceny ostatních vstupů a jejich snadnosti substituovat kapitál prací,
- očekávané budoucí tržby,
- produktivita práce,
- množství a kvalita pracovní síly atd.

Nabídka práce a poptávka po práci v interakci tvoří **rovnováhu na trhu práce**. Mzda, která vzniká při této rovnováze, se nazývá rovnovážnou mzdou. Ekonomika by se v tomto bodě měla nacházet na úrovni tzv. plné zaměstnanosti. Plná zaměstnanost většinou představuje stav, kdy ten, kdo chce pracovat a tedy akceptuje mzdu, kterou mu zaměstnavatel za daných podmínek může nabídnout, vždy nalezne zaměstnání. Při plné

zaměstnanosti¹ existuje jen dobrovolná nezaměstnanost, kterou představují lidé, kteří při dané rovnovážné reálné mzdové sazbě nechtějí pracovat. Podmínkovou dosažení rovnováhy na daném trhu práce je dokonalá konkurence. [2, 5, 6]

Ve skutečnosti dokonale konkurenční trh práce málokde existuje. Na pracovních trzích existují překážky neboli rigidity. Zpravidla se jedná o tyto bariéry jako je:

- heterogenost práce a omezená územní mobilita práce,
- odbory a kolektivní vyjednávání o mzdách,
- zákon o minimální mzdě a nepružnost mezd,
- náklady na propouštění a zapracování nových zaměstnanců,
- diskriminace některých složek pracovní síly (žen apod.),
- důsledky dlouhodobé nezaměstnanosti (stigma nezaměstnanosti, past nezaměstnanosti) atd. [5]

Důležitou charakteristikou trhu práce na makroekonomické úrovni je **nezaměstnanost**². Obvykle se v současné době za hlavní příčinu existence nezaměstnanosti v tržních ekonomikách považuje nepružnost mezd. Existují čtyři hlavní příčiny nezaměstnanosti, tak jak je chápou základní ekonomické směry: liberalisté, marxisté, keynesiánci a monetaristé. Samozřejmě v současnosti existuje spousta dalších pojetí nezaměstnanosti, které se ji snaží různě vysvětlit. Příkladem je model mylného vnímání cenové úrovně účastníky, teorie reálného hospodářského cyklu a mezičasová substituce práce, existence implicitních mzdových dohod, model efektivních mezd, teorie insiders a outsiders na trhu práce apod. [7]

2.2. Beveridgeova křivka

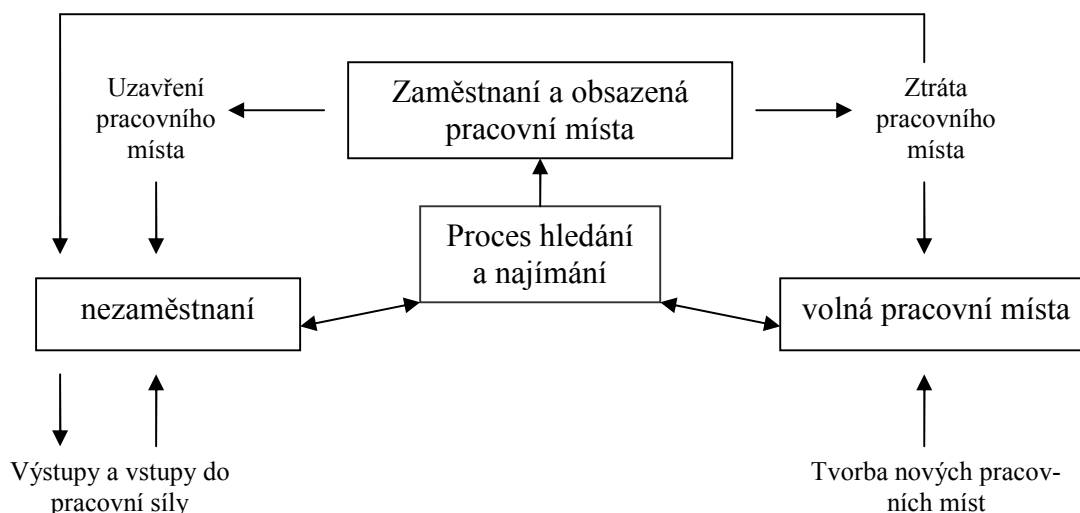
V současné době se za nejpopulárnější model, který posuzuje trh práce na makroekonomické úrovni, považuje „the search and matching model“ neboli „matching model“. Také bývá nazýván jako „search-matching model of equilibrium unemploy-

¹ Předpoklad plné zaměstnanosti, tak jak jej původně formuloval William Beveridge, byl definován jako požadavek plné zaměstnanosti práce schopných mužů. Toto je již v současné době dávno překonané z důvodu rozšíření nabídky na trhu práce o ženy a zvýšení porodnosti po 2. světové válce. [6]

² Podle metodiky ČSÚ VŠPS [8] mezi nezaměstnané osoby patří všechny osoby starší 15 let, které ve sledovaném období splňovaly tyto tři podmínky: nebyly zaměstnané, hledaly aktivně práci a byly připraveny k nástupu do práce okamžitě anebo nejpozději do 14 dnů. Podle metodiky MPSV ČR [8] uchazečem o zaměstnání je pouze fyzická osoba, která není v pracovním vztahu, nevykonává samostatně výdělečnou činnost, nepřipravuje soustavně pro povolání a osobně požádá o zprostředkování vhodného zaměstnání úřad práce.

ment“³ a patří do tzv. „modelů párování“⁴. Model párování obsahuje tři prvky. Všechny tři prvky dohromady určují chování celkového trhu práce. Jde o mzdu, počet volných pracovních míst a třetím prvkem je proces, který svádí dohromady volná pracovní místa a uchazeče o práci, tedy jakýsi proces hledání a najímání. Nicméně je třeba zdůraznit, že v modelu párování se nedá vysvětlit míra nezaměstnanosti bez mezd a volných pracovních míst. [1] Probíhající zjednodušené pracovní toky na trhu práce naznačuje obrázek č. 2.1.

Obr. č. 2.1 - Zjednodušený model pracovních toků



Pozn.: vlastní úprava

Zdroj: [1, 7]

„The search and matching model“ vychází z Beveridgeovy křivky. **Beveridgeova křivka**⁵ představuje inverzní vztah právě mezi mírou volných pracovních míst (vr) a mírou nezaměstnanosti (ur). Každý bod na křivce vyjadřuje různé stupně agregátní poptávky v různých fázích ekonomického cyklu a z tohoto důvodu má klesající tvar. V případě, že poklesne agregátní poptávka, dochází k omezení produkce, poklesu volných pracovních míst a růstu toků do nezaměstnanosti. [3] Ekonomika se pohybuje po-

³ Yashiv [9] tvrdí, že existují tři skupiny modelů, které vycházejí z Beveridgeovy křivky. Nejstarší modely se zabývají samotnými posuny Beveridgeovy křivky a odrážejí nárůst či pokles v převisu poptávky po pracovní síle v důsledku změn rychlosti čištění na trhu práce anebo změn ve struktuře odvětví poptávky. Druhá skupina modelů se začala rozvíjet v 70. a 80. letech. Patří zde uvedený „the search and matching model“, který pracuje s funkcí párování (funkce hledání a najímání). Tuto funkci je možné obecně definovat jako $M = m(U, V)$, kde U je počet nezaměstnaných a V je počet volných pracovních míst. Do třetí skupiny modelů, které se začaly objevovat v poslední době, patří „equilibrium search models“. Jedná se o alternativní modely nepracující s funkcí párování.

⁴ Model párování proto, že v rámci procesu hledání a najímání jsou obsazována volná pracovní místa nezaměstnanými.

⁵ Původně se Beveridgeova křivka nazývala UV křivkou. V 80. letech byla pojmenována podle lorda Williama Beveridge, který jako první poukázal na vztah, jenž právě reprezentuje UV křivka. [1]

dél ideální Beveridgeovy křivky. Jedná se o dále uvedou cyklickou nezaměstnanost. Hyperbolický a konvexní tvar Beveridgeovy křivky je dán tím, že další zvýšení poptávky vede k nepřiměřeně malému poklesu míry nezaměstnanosti. Nazývá se to „zvyšující se necitlivost nezaměstnanosti“⁶. Pozdější empirické studie, jak uvádí Rodenburg [10], odhadly ideální hyperbolický vztah mezi těmito dvěma veličinami rovnicí (2.1) jako:

$$\log vr_t = \beta_0 + \beta_1 \log \left(\frac{1}{ur_t} \right) + \varepsilon_t, \quad (2.1)$$

kde ur_t je míra nezaměstnanosti v čase t a vr_t je míra volných pracovních míst v čase t a ε_t zastupuje náhodnou složku v čase t , která bude vysvětlena ve třetí kapitole.

Míru nezaměstnanosti (2.2) lze vypočítat jako:

$$ur_t = \frac{U_t}{LF_t} \cdot 100 \text{ (}\%), \quad (2.2)$$

kde LF_t je pracovní síla neboli ekonomicky aktivní obyvatelstvo⁷ v období t , a $LF_t = U_t + E_t$, kde U_t je počet nezaměstnaných v období t a E_t je počet zaměstnaných v období t . [7]

Míru volných pracovních míst (2.3) lze vypočítat jako:

$$vr_t = \frac{V_t}{V_t + E_t} \cdot 100 \text{ (}\%), \quad (2.3)$$

kde V_t je počet volných pracovních míst v období t , E_t je počet zaměstnaných, respektive je do jisté míry možné aproximovat počet obsazených pracovních míst⁸ v období t . [11]

Obecné pojetí Beveridgeovy křivky znázorňuje graf č. 2.1. Ideálně vypadající křivka nemusí být snadno pozorovatelná na datech. Rodenburg [10] shledává příčinu v nesouladu dovedností, geografickém nepřízpůsobení, sezónních odchylkách v poptávce apod. Přímka, která prochází linií 45° , vyjadřuje stav, kdy se míra volných pracovních míst a míra nezaměstnanosti rovnají. [7] Díky tomu se může snadno rozlišit něko-

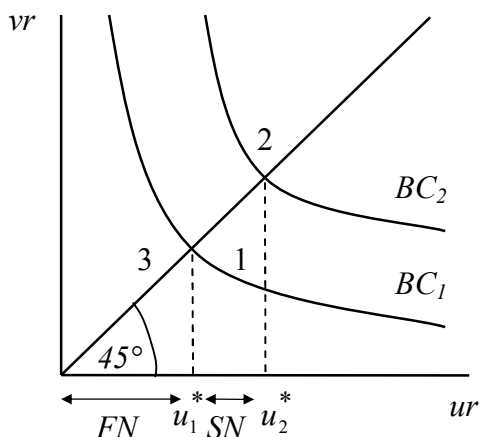
⁶ V originále „increasing insensitivity of unemployment“. [10]

⁷ Obyvatelstvo je možné rozložit na dvě části a to na ekonomicky aktivní obyvatelstvo a ekonomicky neaktivní obyvatelstvo. Mezi ekonomicky aktivní část populace patří zaměstnaní a nezaměstnaní a mezi ekonomicky neaktivní část populace patří zejména děti a studenti, starobní důchodci, matky na mateřské dovolené, případně osoby, které pečují o osobu vyžadující péči apod. [8]

⁸ Je třeba poznamenat, že počet obsazených míst se nemusí rovnat počtu zaměstnaných, neboť někteří jedinci mohou vykonávat nejen jedno, ale i dvě zaměstnání současně.

lik typů nezaměstnanosti. V následujícím textu jsou rozebrány základní druhy nezaměstnanosti spolu s jejich příčinami.

Graf č. 2.1 - Beveridgeova křivka



Pozn.: vlastní úprava

Zdroj: [7]

Bod 1, napravo od přímky, značí **poptávkově deficitní nezaměstnanost** neboli nezaměstnanosti z nedostatečné poptávky a někdy se hovoří i o cyklické nezaměstnanost. [6, 7] Tato nezaměstnanost vzniká v době, kdy v recesi počet nezaměstnaných převyšuje počet volných pracovních míst. [7] V případě hospodářské expanze by počet nezaměstnaných měl klesat a počet volných pracovních míst růst.

Bod 2, nacházející se směrem nahoru od Beveridgeovy křivky, vyjadřuje **strukturální nezaměstnanost** (SN). Velikost strukturální nezaměstnanosti je vyjádřena v grafu č. 2.1 jako rozdíl mezi rovnovážnou mírou nezaměstnanosti u_2^* a u_1^* . Strukturální změny, ať už se jedná o rozpad neefektivních podniků, institucí a zánik celých odvětví či odstranění umělé přezaměstnanosti, mají za následek jednak růst nezaměstnanosti, tak i růst volných pracovních míst. Dalšími indikátory může být i růst průměrné délky nezaměstnanosti a současně prodlužování délky doby, během které se nedaří obsadit velké množství volných pracovních pozic. Tato nezaměstnanost je dána nerovnováhou mezi nabídkou a poptávkou na trhu práce s ohledem na dovednosti, kvalifikaci či územní nerovnováhu. [6, 7] Většinou se uvádí, že strukturální nezaměstnanost je typická právě pro vyspělé průmyslové země, které se transformují od industriální společnosti k postindustriální společnosti. Příkladem je útlumu těžkých odvětví a rozvoj terciárního sektoru v určitých oblastech a zemích. [6] Struktura dostupných uchazečů o zaměstnání se nestačí přizpůsobovat poptávce po pracovnících, je-li pracovní trh málo pružný. Důležitá je přitom vzdálenost Beveridgeovy křivky od počátku. Čím více je vzdálena Be-

veridgeova křivka od počátku, tím více je trh práce postižen strukturální nezaměstnaností.

Bod 3 ukazuje **frikční nezaměstnanost** (FN), která je výsledkem přirozeného procesu hledání na trhu práce. [7] Jedná se například o situaci, kdy zaměstnanec změní trvalé bydliště, opustí práci a hledá si nové pracovní místo v oblasti svého nového trvalého bydliště v krátkém časovém horizontu. V tomto případě by se jednalo o krátkodobou nezaměstnanost. Může být ovlivněna i strukturou pracovního trhu a podmínkami nezaměstnanosti. Čím jsou přijatelnější podpory v nezaměstnanosti, tím více se prodlužuje čas hledání práce. [6] Mezi faktory ovlivňující frikční nezaměstnanost patří hlavně geografická struktura, nedostatečná oboustranná informovanost subjektů na straně poptávky a nabídky a v neposlední řadě výše transakčních nákladů, jenž souvisejí s hledáním nového pracovního místa a s přijímáním nových pracovníků. [6, 12] Do frikční nezaměstnanosti spadá i **sezónní nezaměstnanost**. Je spojena s přírodním cyklem a tedy i s jistými druhy prací, které v určitých ročních obdobích procházejí útlumem. Typickým příkladem je zemědělství, stavebnictví a lesnictví v zimních měsících. Se sezónní nezaměstnaností mohou být spjaty i určité druhy služeb, především cestovní ruch. [5, 6]

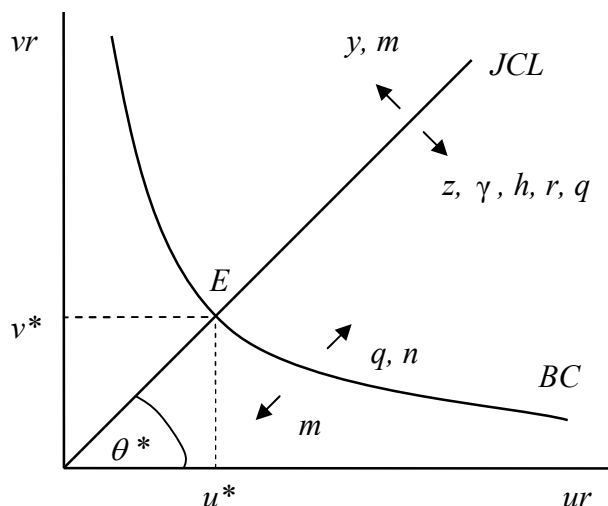
2.2.1. Faktory působící na Beveridgeovu křivku

Rovnováhu Beveridgeovy křivky určuje bod E v grafu č. 2.2. V tomto případě se dá konstatovat, že ekonomika se nachází na úrovni tzv. rovnovážné míry nezaměstnanosti. Cahuc a Zylberberg [13], kteří vycházejí z Pissaridesovy „Equilibrium Unemployment Theory“, uvádějí, že vliv na Beveridgeovu křivku mají tyto parametry: změna velikosti pracovní síly, vyjednávací síla jednotlivých stran, dávky v nezaměstnanosti, produktivita, účinnost procesu párování, míra úbytku pracovních míst a úroková míra.

Parametr θ , v grafu č. 2.2, označuje „těsnost“ („tightness“). Těsnost je možné měřit v standardních modelech párování relativním ukazatelem jako poměr míry volných pracovních míst k míře nezaměstnanosti (vr/ur), někteří autoři, např. Cahuc a Zylberberg [13] jej uvádějí v absolutních hodnotách. Ukazatel říká, jak velkým problémem pro zaměstnavatele je obsadit volná pracovní místa nezaměstnanými. Vysoká těsnost na trhu práce neindikuje, že by uchazeči o práci měli problém s nalezením odpovídajícího pracovního místa, ale naopak, zaměstnavatelé mají problém s obsazením pracovních míst a najímací proces tak může trvat delší dobu. V podstatě se dá se napsat, že

v případě vysoké těsnosti je nedostatečná nabídka práce a vysoká poptávka po práci. [13, 14]

Graf č. 2.2 - Faktory ovlivňující Beveridgeovu křivku



Zdroj: [13]

Přímka procházející počátkem, která byla dříve označena jako linie 45° , bývá nazývaná „linií tvorby pracovních míst“ (JCL). [15] Vyšší míra nezaměstnanosti snižuje mzdy, firmy nejsou nuceny přetahovat se o zaměstnance, a míra volných pracovních míst roste. Proto je „linie tvorby pracovních míst“ rostoucí. [3] V následujícím textu budou popsány faktory, které ovlivňují tvar Beveridgeovy křivky.

Tempo růstu pracovní síly (n)

Absolutní velikost pracovní síly nemá vliv na rovnováhu modelu. Naopak zvyšující se tempo růstu pracovní síly posouvá Beveridgeovu křivku směrem nahoru. Předpokládá se, že nové vstupy na trhu práce jsou nejdříve nezaměstnané a zároveň zůstává stále stejný počet volných pracovních míst, popřípadě se zvyšuje. U každého jedince, který hledá práci, se snižuje pravděpodobnost najmutí, respektive najetí práce. Výsledkem je zhoršení párovacího procesu. [13]

Vyjednávací síla (γ)

Pokud poroste vyjednávací síla zaměstnanců (odborů), můžou se stupňovat mzdové požadavky pracovníků, což má za následek tlak na růst mezd. Růst mezd snižuje motivaci zaměstnavatelů k vytváření nových pracovních míst, neboť zaměstnavatelům rostou mzdové náklady. K dispozici bude menší počet volných pracovních míst a míra nezaměstnanosti poroste. [13, 15]

Dávky v nezaměstnanosti (z)

V případě růstu dávek v nezaměstnanosti selepší očekávaný užitek uchazečů o pracovní místo, je výhodnější pro ně zůstat ve statusu nezaměstnaného uchazeče, a zároveň může růst vyjednávací síla zaměstnanců, neboť v tomto případě se jim už nemusí vyplatit pracovat za danou mzdovou sazbu. Toto může mít opět za následek větší tlak na růst mezd a nezaměstnanost může růst. [13]

Produktivita (y)

Roste-li pracovní produktivita jedince, rostou i jeho mzdy. Má to však dvojitý účinek. S růstem produktivity roste i velikost výstupu a tedy celkový zisk firmy. Zaměstnavatelé i zaměstnanci získávají více. Zaměstnavatel má větší zisk a zaměstnanec vyšší mzdu za práci. Růstem mezd zaměstnavatelům rostou náklady a ti proto mohou snižovat počet volných pracovních míst. Druhým efekt je opačný. Zaměstnavatelé zvyšují počet zaměstnanců, díky růstu produktivity práce, a tedy nabízejí i větší počet volných pracovních míst, roste těsnost na trhu práce a snižuje se míra nezaměstnanosti. Většinou dominuje druhý efekt. Důležité je poznamenat, že produktivita jedince závisí na předpokladu, že dávky pro nezaměstnané (z) a výdaje zaměstnavatelů na nábor pracovníků (h)⁹ nemusí záviset na produktivitě v krátkém období. V dlouhém období jsou tyto dva parametry závislé, neboť dávky v nezaměstnanosti se odvíjejí od výše minulých mezd, a výdaje na nábor pracovníků obvykle rostou s náklady práce, neboť je čím dál větším problémem najít odpovídající pracovníky na daná volná pracovní místa. Úroveň produktivity může mít jakýkoliv vliv na rovnováhu na trhu práce, pokud dávky v nezaměstnanosti a výdaje na nábor pracovníků se přesně odvíjejí od mezd, respektive jsou indexovány ke mzdám. [13, 15]

Účinnost procesu párování (m)

Zlepšením efektivnosti procesu párování se zvětšuje pravděpodobnost návratu nezaměstnaných do stavu zaměstnaných. Volná pracovní místa zaplňují uchazeči o práci a průměrné náklady na pracovní místo se snižují. Očekávaný užitek nezaměstnaných osob roste a taktéž roste vyjednávací síla zaměstnanců. Rostoucí mzdy mohou snižovat počet nově vytvářených volných pracovních míst a naopak snižující se průměrné náklady na pracovní místo poskytují podněty k otevírání nových pracovních míst. Jestliže se

⁹ Mezi výdaje na nábor pracovníků je možné zařadit výdaje na inzerci volných pracovních míst, na samotný výběr budoucích zaměstnanců a následně na jejich školení. [9]

zlepšuje efektivnost procesu párování práce, snižuje se míra nezaměstnanosti a Beveridgeova křivka se posouvá směrem dolů k počátku. [13]

Míra destrukce pracovních míst (q)

Parametr účinnosti procesu párování odráží proces vytváření pracovních míst a parametr míry destrukce pracovních míst odráží hypotézu destrukce pracovních míst. Růst úbytku pracovních míst se rovná poklesu efektivnosti procesu párování a Beveridgeova křivka by se tak měla posouvat směrem doprava dolů. [13]

Úroková míra (r)

Růst úrokové míry snižuje diskontovanou hodnotu budoucích zisků, klesají investice firem a tedy klesá i agregátní aktivita, samozřejmě se snižuje počet volných pracovních míst a může narůstat počet nezaměstnaných. [13]

2.2.2. Negativa a pozitiva Beveridgeovy křivky

V spojitosti s konceptem Beveridgeovy křivky je třeba mít na paměti i její negativa, která snižují její vypovídací schopnost, a pozitiva, která naopak ji podporují. Mezi hlavní **negativa**, na která se často poukazuje, patří neúplný počet nezaměstnaných a volných pracovních míst. [7] V rámci Beveridgeovy křivky se většinou jedná o registrované nezaměstnané a registrovaná volná pracovní místa na úřadech práce. Ve skutečnosti je daleko mnohem více nezaměstnaných a především volných pracovních míst. Rodenburg [1] uvádí, že i její tvůrce upozorňoval na to, že volná pracovní místa nelze brát jako měřítko neuspokojené poptávky, neboť ne všichni zaměstnavatelé poskytují data o volných pracovních místech. Protiargumentem bývá, že i když tu existuje nedůvěra ke statistikám, tak je možné tyto statistiky považovat za poměrně spolehlivé ukazatele, neboť z chování pracovních míst lze stále vyčíst inverzní vztah vůči míře nezaměstnanosti. Dalším důležitým problémem je i chybějící detailní mikroekonomický pohled na uchazeče o zaměstnání a požadavky na pracovní místo v rámci dané profese. [7] Struktura na straně poptávky a na straně nabídky se může lišit, což vede k strukturální nezaměstnanosti.

Mezi **pozitiva** Beveridgeovy křivky se řadí zejména její jednoduchost sestavení z několika málo základních charakteristik a ukazatelů, které jsou relativně dostupné, dále jednoduchá identifikace základních typů nezaměstnanosti v ekonomice a dobrá vypovídací schopnost o probíhajících procesech na daném národním nebo regionálním

trhu práce. [7] Pomocí Beveridgeovy křivky je možné jednoduše srovnávat národní trhy práce napříč jednotlivými zeměmi.

2.3. Odvození modelu rozšířené Beveridgeovy křivky

Mnoho ekonomů se zabývalo modely toků na trhu práce skrze Beveridgeovu křivku. V této diplomové práci zabývající se dlouhodobými vztahy mezi vybranými ukazateli se bude vycházet ze studie De Francesca [16], který zformuloval model modifikované Beveridgeovy křivky pro zkoumání dlouhodobého rovnovážného vztahu na trhu práce. Přímou z práce De Francesca [16] vycházejí i následující empirické studie jako je například Groenewold [17] nebo Hančlová, Tvrď, et al. [7] apod.

De Francesco [16] ve své studii obecně rozděluje modely na rovnovážné a nerovnovážné a rovněž i veličiny použité v modelu rozděluje na makroekonomické a strukturální. Strukturální proměnné jsou součástí celkové nezaměstnanosti a ověřují, zda jsou spojeny s procesem hledání a najímání v dlouhodobém horizontu. Nakonec dochází k závěru, že neexistuje dlouhodobý vztah mezi mírou nezaměstnanosti a mírou volných pracovních míst. Pokud přidal třetí proměnnou do modelu, tak dlouhodobý vztah byl potvrzen v případě náhradového poměru příspěvku v nezaměstnanosti, míry dlouhodobé nezaměstnanosti, reálných mezd a míry nezaměstnanosti žen.

Na jeho práci navázal Groenewold [17], který neodhadoval vztah jen pro tři proměnné či čtyři proměnné jako De Francesco [16], ale provedl odhad celkového modelu pro více veličin najednou. Závěr jeho práce je obdobný jako u De Francesca [16]. Mimo odhadu dlouhodobého vztahu se ve své studii věnoval i odhadu frikční nezaměstnanosti, jejíž výsledná hodnota byla v souladu s odhadem přirozené míry nezaměstnanosti.

Nerovnovážný model toků ze zaměstnanosti a do zaměstnanosti lze aproximovat tímto vztahem (2.4):

$$\Delta E_t = E_t - E_{t-1} \equiv H_t - Q_t, \quad (2.4)$$

kde H_t je počet nových pracovních míst v čase t , Q_t počet ukončených pracovních poměrů v čase t . Absolutní přírůstek počtu zaměstnaných ΔE_t je tedy dán rozdílem zaměstnaných osob E_t a zaměstnaných osob v předcházejícím období E_{t-1} .

Funkce najímání H , která je zmíněna v podkapitole 2.3. v souvislosti s modelem hledání a párování, je vyjádřena v rovnici (2.5) pomocí Cobbovy-Douglasovy produkční funkce s konstantním výnosem:

$$H_t = \beta_0 \cdot U_{t-1}^a \cdot V_{t-1}^{1-a}, \quad (2.5)$$

kde β_0 představuje parametr efektivnosti hledání práce, což je vyjádřeno jako podíl úspěšně uzavřených kontaktů k celkovému počtu kontaktů při hledání práce za období t . Nebo jinak také jako vyjádření pravděpodobnosti pracovníků najít si volné pracovní místo a pravděpodobnosti, že jejich pracovní nabídka bude akceptována. [17]

Změna v tomto parametru zachycuje nesoulad mezi pracovními místy a pracovníky, který může být dán geografickým rozmístěním či kvalifikací pracovní síly anebo nedostatečnými informacemi. Dále U_{t-1} představuje počet nezaměstnaných v předcházejícím období, V_{t-1} je počet volných pracovních míst v předcházejícím období. Funkce najímání je homogenní funkcí, tzn. vzroste-li o jedno procento počet nezaměstnaných a počet volných pracovních míst, zvýšení o jedno procento míra najímání pracovníků.

Za předpokladu existence symetrie v procesu hledání a najímání, tedy $\alpha = 1/2$, byla rovnice (2.5) dosazena do rovnice (2.4), z čehož vyplývá, že počet ukončených pracovních poměrů je lineárně závislý na počtu zaměstnaných s parametrem δ . Pokud by koeficienty v procesu párování byly asymetrické, dalo by se říci, že část pracovních míst není produktivního charakteru¹⁰ či nezaměstnaní nejsou ochotni obsadit tato místa apod. Absolutní změnu počtu zaměstnaných (2.6) je možné následně vyjádřit nerovnovážným modelem trhu práce jako:

$$\Delta E_t = \beta_0 \cdot [U_{t-1}^{1/2} \cdot V_{t-1}^{1/2}] - \delta \cdot E_{t-1}, \quad (2.6)$$

a relativní přírůstek zaměstnaných e_t je dán rovnicí (2.7):

$$e_t = \beta_0 \cdot ue_{t-1}^{1/2} \cdot ve_{t-1}^{1/2} - \delta, \quad (2.7)$$

kde jednotlivé proměnné jsou vyjádřeny takto: $e_t = \Delta E_t / E_{t-1}$, $ue_{t-1} = U_{t-1} / E_{t-1}$ a $ve_{t-1} = V_{t-1} / E_{t-1}$.

Dlouhodobý rovnovážný model trhu práce, ve kterém pracovní síla a množství práce je konstantní, tedy neměnné, tzn. $e_t = 0$, ukazuje rovnice (2.8):

$$\beta_0 [(ue^{1/2}) \cdot (ve^{1/2})] = \delta. \quad (2.8)$$

Zlogaritmováním a úpravou vyjde tato rovnice (2.9):

$$\ln(ue) = -\ln(ve) + 2 \ln(\delta / \beta_0), \quad (2.9)$$

¹⁰ Blanchard a Diamond [18] uvádějí, že celkový počet pracovních míst je možné rozdělit na obsazená pracovní místa, volná pracovní místa, která jsou produktivní a volná pracovní místa, která jsou neproduktivní z důvodu jejich nadbytečnosti, neboť zaměstnavatelé či nezaměstnaní se je nesnaží obsadit.

což vyjadřuje klasický hyperbolický vztah mezi volnými pracovními místy a nezaměstnanými. Například snížení míry volných pracovních míst o určité procento vede ke stejně procentně velkému růstu míry nezaměstnanosti¹¹.

De Francesco [16] se rozhodl zavést do modelu náhodnou složku ε_t v multiplikativní formě do rovnice (2.6). Toto vyjadřuje následující rovnice (2.10):

$$\Delta E_t = \beta_0 \cdot [U_{t-1}^{1/2} \cdot V_{t-1}^{1/2}] \cdot \{e^{\mu_{t-1}}\} - \delta \{e^{v_{t-1}}\} \cdot E_{t-1}. \quad (2.10)$$

a logaritmickou formu modelu reprezentuje rovnice (2.11):

$$\ln(ue)_t = -\ln(ve)_t + 2 \ln(\delta / \beta) + 2\varepsilon_t, \quad (2.11)$$

kde $\varepsilon_t = (v_t - \mu_t)$, $\mu_t \sim N(0, \sigma_\mu^2)$, $v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$. Rovnice umožňuje zkoumat existenci dlouhodobého rovnovážného vztahu pomocí kointegrační analýzy mezi proměnnými ue_t a ve_t . Musí však být splněn předpoklad nestacionarity časových řad. Časové řady musejí být integrovány řádu $I(1)$ a náhodná složka ε_t daného modelu by měla být stacionární, tedy řádu $I(0)$. Stacionaritě a dlouhodobým vztahům je podrobněji věnována následující kapitola této diplomové práce.

Poslední část se týká **rozšířeného modelu Beveridgeovy křivky**. Dřívější bivařiantní model předpokládal, že parametry β_0 a δ byly fixní, tedy toky nezaměstnaných a zaměstnaných byly dány exogenně. V původním modelu nebylo možné identifikovat rovnovážný vztah, v případě, že by existovaly proměnné, jenž mají vliv na dlouhodobý vztah mezi ue a ve . Z tohoto důvodu jsou toky nezaměstnaných a zaměstnaných endogenně stanoveny, neboť se předpokládá, že jsou závislé na cyklických makroekonomických veličinách, ale i na faktorech spojených se strukturální nezaměstnaností. Zároveň byl opuštěn předpoklad¹² existence symetrie v procesu hledání a najímání.

V následující rovnici (2.12) se naopak předpokládá, že toky mezi nezaměstnaností a volnými pracovními místy jsou endogenní:

$$\Delta E_t = \beta_0 \cdot S_{t-1}^{\beta_1} \cdot [U_{t-1}^\alpha \cdot V_{t-1}^{1-\alpha}] \cdot \{e^{\mu_{t-1}}\} - \delta \cdot M_{t-1}^{\beta_2} \cdot \{e^{v_{t-1}}\} \cdot E_{t-1}, \quad (2.12)$$

a jsou dány vývojem struktury trhu práce (S_t), která vyjadřuje podíl strukturální složky na počtu zaměstnaných jako je:

- $upre_t$ podíl nezaměstnaných uchazečů, kteří pobírají příspěvek v nezaměstnanosti na celkovém počtu zaměstnaných,

¹¹ Míra nezaměstnanosti (ue) je zde chápána jako poměr mezi U a E a míra volných pracovních míst (ve) jako poměr mezi V a E .

¹² Je třeba poznamenat, že autor nedodržel předpoklad konstantních výnosů z rozsahu.

- uye_t podíl mladistvých a absolventů mezi uchazeči o práci na celkovém počtu zaměstnaných,
- ufe_t podíl nezaměstnaných žen mezi uchazeči o práci na celkovém počtu zaměstnaných,
- ule_t podíl dlouhodobě nezaměstnaných na celkovém počtu zaměstnaných,

a dalšími makroekonomickými časovými řadami (M_t), které ovlivňují pracovní poměry jako je:

- ipp_t tempo růstu souhrnné produktivity práce,
- ir_t úroková míra,
- iwr_t index růstu reálných mezd,
- glf_t růst pracovní síly.

Po určitých úpravách a ve zlogaritmované formě by rovnice měla obecně vypadat takto (2.13):

$$\ln(ue)_t = \frac{-(1-\alpha)}{\alpha} \cdot \ln(ve)_t - \frac{\beta_1}{\alpha} \ln S_t + \frac{\beta_2}{\alpha} \ln M_{t-1} + \frac{\delta/\beta_0}{\alpha} + \frac{1}{\alpha} \varepsilon_t. \quad (2.13)$$

Výhodou modelu je jeho proměnlivost. Nemusí se zároveň vkládat do rovnice strukturální a makroekonomické proměnné, stačí vždy jen jedna proměnná, ale samozřejmě jich může být i více. Tento model bude využit v praktické části této diplomové práce. Praktickou částí se bude zabývat čtvrtá kapitola, která bude obsahovat nejen odhad modelu, ale i samotný popis vývoje Beveridgeovy křivky České republiky a jednotlivých časových řad.

Následující kapitola diplomové práce bude věnována teoretickým aspektům použitých metod. Jedná se zejména o stacionaritu a její testování, vektorový autoregresní model a kointegrační analýzu. Předpokladem kointegrační analýzy je právě nestacionarita časových řad. Pokud tato podmínka není splněna, tak není možné zkoumat dlouhodobé vztahy mezi časovými řadami.

3. Stacionarita a kointegrace

V této části diplomové práce bude poskytnut detailnější náhled na obecný popis použitých ekonometrických metod. Kapitola se bude zabývat vymezením a testováním stacionarity a kointegrační analýzou. Stacionarita je důležitou vlastností časové řady a podmínkou pro zkoumání kointegračního vztahu. Kointegrační vztahy slouží k modelování dlouhodobých vztahů, ale i ke sledování jejich krátkodobé dynamiky při způsobování.

Vektorový autoregresní model (*VAR* model) patří mezi vícerovnice ekonometrické modely. Jeho podstata spočívá v tom, že existuje více rovnic, které jsou navzájem propojeny a tedy všechny proměnné v těchto rovnicích vstupují jako endogenní. *VAR* modely se v praxi používají především pro prognózování.

V případě kointegrace je zásadní podmínkou nestacionarita časových řad. Pokud jsou časové řady nestacionární řádu $I(1)$, potom mezi nimi může existovat dlouhodobý rovnovážný vztah, tzn. že jejich lineární kombinace je stacionární $I(0)$ a v čase jejich kointegrační pohyb dlouhodobě směřuje k rovnovážnému stavu, který však nemusí nastat z důvodu vnějších šoků. Pro kointegraci se používá model s korekcí chyby, v případě využití vektorového autoregresního modelu je potom nazýván vektorovým modelem s korekcí chyby (*VEC* model). Pro odhad modelu se dvěma proměnnými v kointegrační analýze se může použít Engleova-Grangerova metoda a pro odhad modelu s více proměnnými v kointegrační analýze se používá Johansenova kointegrační metoda.

3.1. Stacionarita

Mnoho časových řad, zejména makroekonomických, roste spolu s časem. Pokud dvě časové řady mají trend, jenž se vyvíjí stejným směrem, ale časové řady spolu nikterak nesouvisí, jedná se o **zdánlivou regresi**. Tato nepravá regrese může vést ke špatnému závěru, že změny jedné proměnné jsou vyvolané změnami druhé proměnné. [19] Z tohoto důvodu je stacionarita důležitou podmínkou časových řad. Časová řada je stacionární tehdy, jestliže chování této řady je v určitém smyslu stochasticky (náhodně) ustálené. [20] Většina ekonomických časových řad je výsledkem nestacionárních náhodných procesů.

Stacionaritu je možno dělit na striktní a slabou. **Striktní** (silná, kompletní) stacionarita nastává tehdy, jestliže pravděpodobnostní rozdělení náhodného procesu je časo-

vě invariantní čili neměnné. V praxi se se silnou stacionaritou nepracuje, neboť je hůře odhalitelná. [21] Naopak **slabá** (kovarianční) stacionarita je méně striktní. Dá se říci, že stacionární časová řada je definována jako časová řada bez trendu, sezónnosti či proměnného rozptylu. Časová řada y_t v případě kovarianční stacionarity by měla splňovat tyto podmínky:

1. $E(y_t) = \mu = konst$,
2. $var(y_t) = \sigma^2 = konst$,
3. $cov(y_s, y_t) = E(y_s - \mu) \cdot (y_t - \mu) = cov(y_{s+h}, y_{t+h})$ pro libovolné h . [20]

Pokud časová řada vykazuje slabou stacionaritu, pak průměr a rozptyl jsou konstantní v čase. Zároveň kovariance mezi hodnotami ze dvou různých pozorování závisí jen na délce časového intervalu, který mezi nimi uplynul. Například závislost mezi prvním a druhým kvartálem čtvrtletní časové řady, která vykazuje stacionárnost, musí zůstat ve všech letech stejný. [19, 20]

Časové řady lze transformovat na stacionární podle druhu trendu, který se v časové řadě nachází. Tento trend může být deterministický nebo stochastický. **Deterministický trend** je dobře předpověditelný, s časem se nemění a je výsledkem stacionárního procesu. Pomocí **trendově stacionárního procesu** (TSP) se mezi vysvětlující proměnné přidá čas t , z tohoto důvodu není potřeba trend odstraňovat. [19] Naproti tomu **stochastický trend** znamená, že trend se s časem mění. Trendová křivka se posouvá nebo mění se její funkční tvar. Pokud by se takový trend odstranil trendově stacionárním procesem, vedlo by to k chybným závěrům. Vývoj tohoto trendu je nepředvídatelný, tedy stochastický. Časová řada se stacionarizuje jednoduchým diferencováním pomocí **diferenčně stacionárního procesu** (DSP). Od obou stran rovnice se odečítá zpožděná závislá proměnná a ve výsledku se závislou proměnnou stane první diference původní závislé proměnné. [19]

Podle počtu diferencí se určí **řád integrace** daného procesu. Pokud časová řada je integrovaná řádu 0, potom se to označuje jako: $y_t \sim I(0)$. Pokud je třeba diferencovat jednou, aby se časová řada stala stacionární, značí se to jako: $y_t \sim I(1) \Rightarrow \Delta y_t \sim I(0)$. Pokud je třeba diferencovat dvakrát, značí se to jako: $y_t \sim I(2) \Rightarrow \Delta y_t \sim I(1) \Rightarrow \Delta^2 y_t \sim I(0)$. [19]

Důležitým ekonomickým rozdílem mezi TSP a DSP je reakce na šok náhodnou složkou u_t ¹³. Při stacionárních procesech a TSP se náhodná složka postupně ztrácí. Naopak při nestacionárních procesech a DSP zůstává náhodná složka dlouhodobě přítomná. Jedná se o stálý vliv šoku. [19]

Jestliže se stacionarizuje časová řada pomocí diferencí, indikuje to přítomnost jednotkového kořenu. V případě existence jednotkového kořene je časová řada nestacionární. Jednotkový kořen lze odhalit pomocí grafických testů anebo statistických testů. Nejběžnějším příkladem **grafického testu** je **korelogram** s 95% konfidenčními intervaly. Pomalý pokles korelogramu od jednotkové hodnoty k nule většinou signalizuje jednotkový kořen. [20] Naopak v případě, když první hodnota ACF¹⁴ není blízká jedničce a rychle klesá k nule, očekává se stacionarita. [19] Pomocí odhadnutého korelogramu není možné v určitých situacích odlišit nestacionární modely a stacionární modely s téměř jednotkovým kořenem. [20] Právě alternativním testem stacionarity k testům založeným na korelogramu jsou testy založené na jednotkovém kořenu.

Tyto **statistické testy** se testují na určité hladině významnosti. Mezi tyto testy patří rozšířený Dickeyův-Fullerův test (dále ADF test), Phillipsův-Perronův test (dále PP test) a Kwiatkowskiův-Phillipsův-Schmidtův-Shinův test (dále KPSS test). Tyto byly vybrány v této diplomové práci pro testování stacionarity na hladině významnosti 5 %.

Vzorec (3.1) se využívá se na testování hypotézy, zda řada y je realizací DSP nebo TSP či případně obou.

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + (\gamma_1 - 1)y_{t-1} + u_t \equiv \beta_0 + \beta_1 t + \lambda y_{t-1} + u_t, \quad (3.1)$$

kde $\lambda = \gamma_1 - 1$. Test, ve kterém se zkoumá, zda $\gamma_1 = 1$ je výše uvedeným testem jednotkového kořene. [19]

ADF test je momentálně jedním z nejpoužívanějších testů, proto mu bude věnováno více prostoru. Vychází z původního Dickeyova-Fullerova testu (dále DF test). **DF test** je použitelný v případě, když reziduální složka u_t představuje nezávislý bílý

¹³ Náhodná složka (reziduální složka) je obvykle značena jako u_t nebo ε_t . Je třeba mít na zřeteli, že existuje několik „druhů“ náhodných složek. Například samotnou časovou řadu y_t lze rozložit na trend, cyklus, sezónnost a náhodnou složku. V lineárních regresních modelech náhodná složka vyjadřuje to, co nelze vysvětlit samotným modelem. Náhodná složka většinou zahrnuje vlivy, které nejsou v modelu přímo uvedeny. Náhodná složka v modelu, či v samotné časové řadě, by měla vykazovat stejné podmínky, které byly uvedeny u kovariační stacionarity. [20]

¹⁴ ACF je autokorelační funkce pro zpoždění k (případně nazývaná jako autokorelace pro zpoždění k). Proměnná y_t je závislá na svých minulých hodnotách y_{t-k} . Graficky lze ACF znázornit pomocí korelogramu. [20]

šum¹⁵. DF test porovnává vypočtenou statistiku τ_λ s kritickou hodnotou τ -rozdělení. Pokud je hodnota vypočtené statistiky nižší než hodnota kritická, pak dochází k zamítnutí nulové hypotézy o nestacionaritě časové řady. [19] Kritické hodnoty τ -statistiky se mění podle typu zkoumaného modelu. Z tohoto důvodu existují kritické hodnoty pro tři různé modely:

1. model bez konstanty a deterministického trendu (3.2), kritické hodnoty se v tomto modelu značí τ :

$$\Delta y_t = \lambda y_{t-1} + u_t, \quad (3.2)$$

2. model s konstantou a bez deterministického trendu (3.3), kritické hodnoty se značí τ_μ :

$$\Delta y_t = \beta_0 + \lambda y_{t-1} + u_t, \quad (3.3)$$

3. model s konstantou a deterministickým trendem (3.4), kritické hodnoty jsou označeny τ_t :

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \lambda y_{t-1} + u_t. [19] \quad (3.4)$$

Pokud závislá proměnná Δy_t obsahuje autokorelovanost¹⁶, jež není v původním modelu zohledněna, potom DF test má chybu 1. druhu, tzn. pravděpodobnost zamítnutí platné H_0 je větší než dána hladina významnosti α . [20] Proto byl původní DF test upraven na **ADF test**. Test je rozšířen o všeobecný autoregresní model řádu p , který vylučuje problém autokorelace přidáním autoregresními členy. [19] Původní kritické hodnoty τ , τ_μ , τ_t platí i pro modely ADF testu. Rovnice rozšířené o všeobecný autoregresní model vypadají takto:

1. model bez konstanty a deterministického trendu (3.5):

$$\Delta y_t = \lambda y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t, \quad (3.5)$$

2. model s konstantou a bez deterministického trendu (3.6):

$$\Delta y_t = \beta_0 + \lambda y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t, \quad (3.6)$$

¹⁵ Bílý šum se často označuje časová řada navzájem nekorelovaných veličin s nulovou střední hodnotou a konstantním kladným rozptylem. [20]

¹⁶ Autokorelovanost znamená, že reziduální složka u_t je závislá na svých zpožděných hodnotách. Předpona „auto“ značí, že tento vzájemný vztah se odehrává v rámci jedné časové řady. [20]

3. model s konstantou a deterministickým trendem (3.7), kritické hodnoty jsou označeny τ_t :

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \lambda y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t. \quad [19] \quad (3.7)$$

Rozhodnutí o počtu autoregresních členů se provádí pomocí informačních kritérií. Nejpoužívanějším informačním kritériem je Schwarzovo informační kritérium (SIC)¹⁷. Kritérium snižuje počet autoregresních členů p v rovnicích a vylučuje problém autokorelace. Samozřejmě existují i další kritéria. [19]

Existuje velké množství kombinací sdružených hypotéz o parametrech a testování podmíněných hypotéz. Zjišťuje se, zda časová řada obsahuje úrovnovou konstantu či deterministický trend. Proto se většinou používá ADF test v tomto pořadí. Nejdříve se odhadnou parametry modelu (3.7), potom se využije podmíněná hypotéza, kdy $H_0: \beta_1 = 0$, pokud $\lambda = 0$, oproti $H_1: \beta_1 \neq 0$, pokud $\lambda = 0$. Anebo se může využít sdružená hypotéza, kdy $H_0: \beta_1 = \lambda = 0$, oproti H_1 : aspoň jedno $\beta_1, \lambda \neq 0$. Pokud je nevýznamný parametr β_1 znamená to, že v dané časové řadě se nenachází deterministický trend. [19]

Dále se pokračuje odhadem parametrů modelu (3.6) a hypotézami: $H_0: \beta_0 = 0$, pokud $\lambda = 0$ oproti $H_1: \beta_0 \neq 0$, pokud $\lambda = 0$. Pokud se zamítne nulová hypotéza o parametru β_0 popřípadě předtím β_1 , vykonává se test významnosti parametru λ . V případě rovnice (3.7) nevýznamnost parametru λ říká, že časová řada je výsledkem nestacionárního procesu náhodné procházky s trendem. Naopak v případě platnosti rovnice (3.6) říká, že časová řada je výsledkem nestacionárního procesu náhodné procházky¹⁸ s driftem neboli posunem. Jakmile se zamítne hypotéza o nevýznamnosti parametru λ , tak časová řada je stacionární. [19]

Pokud je časová řada nestacionární, testuje se časová řada znovu a tentokrát v prvních diferencích. Jestliže se zamítá hypotéza o přítomnosti jednotkového kořene, původní časová řada y_t je řádu $I(1)$. [19]

Na závěr zjednodušeně řečeno, hypotézy u ADF testu vypadají takto: H_0 : existuje jednotkový kořen (jedná se o nestacionární ČŘ) a H_1 : neexistuje jednotkový kořen

¹⁷ Hodnoty kritéria závisí na počtu vysvětlujících proměnných, na počtu pozorování N a na odhadu rozptylu reziduální složky. [20]

¹⁸ Proces náhodné procházky je speciální případ autoregresivního modelu 1. řádu bez exogenních proměnných $y_t = \lambda y_{t-1} + u_t$, ve kterém $\lambda = 1$. [19]

(jedná se o stacionární ČŘ). Daná hypotéza se přijímá či zamítá na určité hranici statistické významnosti.

PP test je podobný ADF testu. Ovšem oproti ADF testu zohlednění případné autokorelovanosti reziduí není uskutečněno rozšířením o autoregresivní členy, ale upravuje se směrodatná odchylka ve jmenovateli původní DF statistiky. [20] Hypotézy u tohoto testu jsou stejné jako u ADF testu. H_0 značí existenci jednotkového kořene (jedná se o nestacionární ČŘ), zatímco H_1 neexistenci jednotkového kořene (stacionární ČŘ).

DF test mívá někdy slabou rozlišovací schopnost, proto byl vytvořen **KPSS test**, který je silnější než původní DF test. Hypotézy jsou opačné než je tomu u ADF testu. H_0 představuje neexistenci jednotkového kořene (stacionární ČŘ) a H_1 opačnou hypotézu, tedy existenci jednotkového kořene (nestacionární ČŘ). [20]

Většinou se doporučuje provádět ADF test a KPSS test současně. Za správný odhad by se měl brát výsledek, kdy:

- ADF test H_0 zamítá a zároveň KPSS test H_0 nezamítá \Rightarrow stacionární ČŘ,
- ADF test H_0 nezamítá a zároveň KPSS test H_0 zamítá \Rightarrow nestacionární ČŘ.

[20]

Zbylé dvě kombinace se obvykle berou za nevěrohodné. V empirických studiích namísto KPSS testu bývá raději používán PP test. Proto v této diplomové práci v případě nerozhodnosti mezi ADF testem a KPSS testem bude použit PP test. Podle tohoto PP testu se následně rozhodne, zda je časová řada y_t stacionární či nestacionární.

3.2. Kointegrace, VAR a VEC model

Velké množství časových řad má nestacionární charakter. Jedná se zejména o makroekonomické časové řady. Jejich největším problémem je, že významné vztahy mezi jednotlivými časovými řadami mohou být zdánlivého charakteru. Kointegrační analýza časových řad umí tento problém vyřešit.

Časové řady můžou být vystaven permanentním šokům a proto nemusí být v rovnovážném stavu¹⁹, ale můžou být ve stavu, který se k dlouhodobému rovnovážnému stavu v čase přibližuje. Tento stav se pak nazývá kointegrace časových řad. [21]

Existuje několik pravidel týkajících se lineárních kombinací procesu $I(0)$ a $I(1)$:

1. jestliže $\{x_t\} \sim I(0)$, potom $\{a + bx_t\} \sim I(0)$,
2. jestliže $\{x_t\} \sim I(1)$, potom $\{a + bx_t\} \sim I(1)$,

¹⁹ Rovnovážný stav je takový stav, který se v čase nemění. [21]

3. jestliže $\{x_t\} \sim I(0)$ a $\{y_t\} \sim I(0)$, potom $\{ax_t + by_t\} \sim I(0)$,
4. jestliže $\{x_t\} \sim I(1)$ a $\{y_t\} \sim I(0)$, potom $\{ax_t + by_t\} \sim I(1)$,
5. v zásadě platí, že pokud $\{x_t\} \sim I(1)$ a $\{y_t\} \sim I(1)$, potom $\{ax_t + by_t\} \sim I(1)$.

[21]

V některých případech kombinací ČŘ nemusí 5. pravidlo platit a lineární kombinace těchto procesů je potom stacionární, tzn. $\{ax_t + by_t\} \sim I(0)$. Jestliže oba procesy $\{x_t\}$ a $\{y_t\}$ jsou typu $I(d)$ a existuje-li lineární kombinace $\{ax_t + by_t\} \sim I(d - c)$, kde $c > 0$, potom se tyto procesy jsou kointegrované řádu d , c a označují se jako $\{x_t\}$, $\{y_t\} \sim CI(d, c)$. Vektor $(a, b)'$ se nazývá kointegrační vektor. [21] V rámci kointegrace se stanovuje počet kointegračních vztahů vektorového autoregresního modelu (*VAR* model), respektive vektorového modelu s korekcí chyby (*VEC* model).

3.2.1. Vektorový autoregresní model

Vektorový autoregresní proces je speciálním případem vícerozměrných časových řad a vektorová autoregrese (*VAR(p)*) je zobecněním tohoto jednorozměrného autoregresního procesu. Autoregresní model řádu p ukazuje rovnice (3.8):

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\varphi}_0 + \boldsymbol{\Phi}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \boldsymbol{\Phi}_p \mathbf{y}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (3.8)$$

kde $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ je m -rozměrný gaussovský proces bílého šumu. [20]

Při sestavování modelu *VAR(p)* se postupuje takto:

1. Nejdříve se najde řád zpoždění p . Lze jej identifikovat zobecněním parciálního korelogramu pro vícerozměrný případ. V praxi se však používají statistické testy anebo informační kritérium, viz podkapitola 3.1. str. 21.
2. Poté se odhadne model pomocí *ML*-metody²⁰.
3. Odhadnutý model by měl splňovat podmínku stacionarity čili stability. Převrácené hodnoty kořenů odhadnutého autoregresního polynomu $\boldsymbol{\Phi}(z)$ by měly ležet uvnitř jednotkového kruhu v komplexní rovině nebo opačně, všechny neinverzní $\boldsymbol{\Phi}(z)$ kořeny by měly ležet vně jednotkového kruhu.
4. Dále se ověřuje nekorelovanost v odhadnuté reziduální složce pomocí Bartlettovy aproximace²¹. Mimo Bartlettovy aproximace se používá také *Q*-test²²

²⁰ *ML*-metoda či *ML*-odhad značí maximálně věrohodný odhad za předpokladu konkrétního typu pravděpodobnostního rozdělení reziduálních složek normálního modelu lineární regrese, více viz Cipra [20]. Je podobná metodě nejmenších čtverců.

a v neposlední řadě se používá i LM -test²³. LM -test se aplikuje tak, že na základě lineárního regresního modelu se vysvětlují odhadnutá rezidua v čase t pomocí zpožděné hodnoty se zpožděním $t-h$ a pomocí zpožděných hodnot y_{t-1}, \dots, y_{t-p} . Testuje se přiměřenost zpožděných odhadnutých reziduí v modelu, která by měla svědčit o časovém vzájemném vztahu reziduí do zpoždění h . Normalita odhadnuté reziduální složky se testuje pomocí testu Jarque-Bera²⁴.

5. Pro předpověď v modelu $VAR(p)$ platí tento vztah (3.9):

$$\hat{y}_{t+k}(t) = \varphi_0 + \Phi_1 \hat{y}_{t+k-1}(t) + \dots + \Phi_p \hat{y}_{t+k-p}(t), \quad (3.9)$$

kde $\hat{y}_{t+j}(t) = \hat{y}_{t+j}$ pro $j \leq 0$. [20]

Mezi hlavní výhody VAR modelů patří zejména to, že:

- není třeba vysvětlovat, které proměnné jsou závislé a nezávislé, neboť všechny proměnné zde vystupují jako závislé čili endogenní,
- proměnná závisí na dalších hodnotách, než jen na svých zpožděných hodnotách a bílém šumu. [20]

Mezi hlavní nevýhody VAR modelů patří zejména to, že:

- v praxi vzniká problém, jaký řád zpoždění p v modelu použít a i při nižších rádech zpoždění může být v rovnici mnoho parametrů,
- konstrukce tohoto modelu předpokládá všechny složky stacionární a transformace, například pomocí diferencování, může znamenat ztrátu informací o dlouhodobých rovnovážných vztazích mezi časovými řadami. [20]

3.2.2. Testování kauzality

Zkoumání příčinnosti neboli kauzality se většinou omezuje na modely VAR. Pokud jedna časová řada příčinně působí na druhou časovou řadu, pak by tato první

²¹ Bartlettova aproximace pracuje s odhadnutými autokorelacemi vypočtené reziduální složky. Na tyto odhadnuté autokorelace se aplikují meze ve výši určité kritické hodnoty. V EVIEWS 7 se jedná o grafický výstup příslušné maticové autokorelační funkce. [20]

²² Q -test je někdy nazýván jako Portmanteauův test. Tento test testuje souhrnně významnost prvních K autokorelací odhadnutého bílého šumu. Hypotéza nulová značí, že neexistuje sériová korelace do zvoleného zpoždění. [20]

²³ LM -test je test založený na Lagrangeových multiplikátorech. V praxi se obvykle používá v případě, kdy se rozhoduje, zda do určitého lineárního modelu se mají zařadit další m regresory, což značí další vysvětlující proměnné. [20]

²⁴ Jarqueův-Beraův test je založen na vlastnostech koeficientů šikmosti a špičatosti v případě existence normálního rozdělení. Hypotéza nulová říká, že rezidua mají normální rozdělení a alternativní, že reziduální složka nemá normální rozdělení. [20]

časová řada měla zlepšovat předpovědi pro tu druhou časovou řadu. Grangerova kauzalita zobrazuje existenci korelace mezi současnou hodnotou jedné proměnné a minulými hodnotami jiných proměnných. [20]

Kauzalita se týká i příčinné závislosti mezi celými vícerozměrnými bloky vysvětlujících více proměnných v daném *VAR* modelu. U více proměnných má kauzalita smysl pouze v jednoznačně identifikovaném modelu z důvodu existence různých transformací, které dávají v rámci Grangerovy kauzality rozdílné výsledky. Pro testování kauzality ve *VAR* modelu, za předpokladu stacionarity, se obvykle používá Waldův test (*F*-test). [20] Nulová hypotéza říká, že koeficienty jsou statisticky nevýznamné a alternativní hypotéza, že koeficienty jsou statisticky významné.

Ve zkoumání Grangerovy kauzality může existovat jednosměrná závislost, zpětná vazba anebo proměnné jsou nezávislé. Jednosměrná závislost znamená, když proměnná y_i působí na proměnnou y_j , ale proměnná y_j příčinně nepůsobí na proměnnou y_i . V tomto případě je y_i v rovnici vysvětlující proměnnou y_j ve *VAR* modelu silně exogenní. Závislost se zpětnou vazbou je představovaná, když proměnná y_i kauzálně působí na proměnnou y_j a také působí na proměnnou y_i . Pokud proměnná y_i příčinně nepůsobí na proměnnou y_j a ani opačně se tak neděje, tak pak proměnné y_i a y_j jsou nezávislé. [20]

Pomocí odezvy na impuls lze zjistit, jak dlouho přetrvá kauzální efekt na určité jednorázové změny, které se nazývají impulsy. Odezva na impuls znázorňuje jaký vliv má impuls v dané rovnici na zvolenou vysvětlovanou proměnnou, tzn. jak vysvětlovaná proměnná reaguje na impuls. Pokud je *VAR* model stacionární, což by samozřejmě měl být, tak v m -rozměrném *VAR* modelu by měly vlivy všech impulsů ve všech m^2 případech postupně odeznít²⁵. Jednotlivé impulsy mohou mít různou rychlost odezvy. [20]

Rozklad rozptylu ukazuje, jaký je relativní vliv inovací z jednotlivých rovnic na zvolenou proměnnou. [20] Jinak vysvětleno, z kolika procent je dnešní hodnota proměnné ovlivněna její minulou nebo jinou hodnotou proměnné. Je třeba upozornit na problém rozkladu rozptylu, kterým je změna pořadí. Pokud se změní pořadí proměnných, výsledné hodnoty mohou vyjít zcela jinak a to především u krátkých ČŘ. Proto je nejvhodnější zvolit co nejdelší ČŘ a mít co nejméně zpoždění u *VAR* modelů. Ne vždy je možné tyto předpoklady v praxi dodržet.

V případě, že se v rovnici nacházejí jen dvě proměnné, závislá proměnná a nezávislá proměnná, používá se tzv. Engleova-Grangerova metoda (EG metoda). Metoda

²⁵ Pro každou z m vysvětlovaných proměnných existuje m odezev na impulsy v jednotlivých rovnicích, proto m^2 . [20]

je založena na předpokladu nestacionárních proměnných integrovaných stejného řádu. Z tohoto důvodu se mezi proměnnými může vyskytovat zdánlivá regrese, která je nežádoucí a která byla objasněna v úvodu kapitoly 3.1. Jestliže mezi nestacionárními časovými řadami existuje dlouhodobý rovnovážný vztah, potom by mohla existovat lineární kombinace těchto dvou proměnných, která je stacionární. [19] Pokud je více proměnných než jsou dvě, používá se tzv. Johansenova metoda.

3.2.3. Model s korekčním členem

V případě, že se pracuje jen s jednou časovou řadou, která je řádu $I(1)$, potom je možné pracovat s jejími diferencemi. Za předpokladu dvou a více nestacionárních časových řad prvního řádu není možné pracovat s diferencemi, neboť model nemusí ukázat vztahy dlouhodobé rovnováhy mezi původní a tedy nediferencovanými veličinami. Důvodem jsou přírůstky proměnných v dlouhém období, které se blíží k nule a model tak nemá žádnou vypovídací schopnost. Z tohoto důvodu je model upraven o korekční člen, který ukazuje rovnice (3.10):

$$\Delta y_t = \gamma \cdot \Lambda x_t + \alpha \cdot (y_{t-1} - \beta \cdot x_{t-1}) + \varepsilon_t, \quad (3.10)$$

kde $\alpha \cdot (y_{t-1} - \beta \cdot x_{t-1})$ je korekční člen, který je vytvořen z úrovnových hodnot daných veličin v předcházejícím čase $t-1$, parametr α určuje rychlost přizpůsobení rovnovážnému stavu, někdy je nazýván i vektorem zatížení, parametr β popisuje dlouhodobý kointegrační vztah mezi proměnnými a veličina γ popisuje krátkodobý vztah mezi proměnnými. Samozřejmě i v modelu s korekčním členem, jak ukazuje rovnice (3.11) může existovat lineární trend nebo úrovnová konstanta:

$$\Delta y_t = \gamma_1 + \gamma_2 \cdot \Lambda x_t + \alpha \cdot (y_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 \cdot x_{t-1}) + \varepsilon_t. \quad [20] \quad (3.11)$$

„Error correction“ model nepoužívá hodnoty proměnných v čase t neboť tyto hodnoty v čase t nejsou ještě známy, ale jsou známy právě ty předcházející. Korekční člen pak představuje kointegrační vztah, neboli stacionární časovou řadu, z čehož vyplývá, že všechny členy v modelu by měly být stacionární. Tento model se označuje jako *EC* model a pokud se používá pro *VAR* modely, tak je nazýván *VEC* modelem („vector error correction“). [20]

3.2.4. Engleova-Grangerova metoda

Jak již bylo naznačeno v přecházejících částech, dvě nestacionární časové řady jsou považovány za kointegrované, jestliže obě jsou integrovány stejného řádu. Pokud

jsou integrovány stejného řádu, potom by mohla existovat lineární kombinace těchto ČŘ, která je integrována nižšího řádu. Engleův-Grangerův test je založen na myšlence, že v případě existence kointegračního vztahu by vypočtená rezidua měla být stacionární nultého řádu. [19]

Postup EG metody je následující:

1. Pomocí testů na stacionaritu se zjistí řád integrace proměnných. Může tak nastat několik případů:
 - řád integrace je stejný a proces pokračuje bodem č. 2,
 - řád integrace proměnných není stejný, proměnné tedy nejsou kointegrované,
 - řád integrace je nulový, proměnné jsou stacionární, na odhad lze použít standardní regresní techniky.
2. Následně se metodou nejmenších čtverců²⁶ odhadne rovnice kointegrace neboli rovnice dlouhodobé rovnováhy.
3. Aby byly proměnné kointegrované, musí být náhodná složka v rovnici kointegrace stacionární. Pomocí testů stacionarity se testují rezidua, které jsou získané právě z této rovnice kointegrace. Při testu by se měl zohledňovat předpoklad, že v reziduální složce není trend a ani konstanta, neboť střední hodnota reziduí má být nulová. Hypotéza nulová značí, že časové řady nejsou kointegrované (rezidua nestacionární), naproti tomu hypotéza alternativní říká, že časové řady jsou kointegrované (rezidua stacionární). [19]

Pokud se zamítá hypotéza nulová, potom existuje mezi časovými řadami dlouhodobý rovnovážný vztah a v takovém to případě je možné využít rezidua na odhad modelu s korekčním členem (*EC model*), který vyjadřuje dynamiku rovnovážného vztahu mezi dvojicí proměnných. [22]

Mezi hlavní nedostatky EG metody patří zejména nemožnost jejího použití v případě výskytu více než dvou proměnných a předpokladu existence více kointegračních vztahů. Tento problém právě řeší Johansenova metoda. Pokud by byl předpokládán jen jeden kointegrační vztah při analýze více než dvou proměnných, je možné EG metodu využít, ovšem jednotlivé analyzované proměnné musí být integrovány stejného řádu. [22]

²⁶ Metoda nejmenších čtverců neboli *OLS*-odhad hledá odhady parametrů β pomocí minimalizace součtu druhých mocnin (čtverců) odchylek od lineárního regresního modelu. [20]

3.2.5. VEC model a Johansenova kointegrační metoda

Johansenův kointegrační test lze použít pro více než dvě časové řady, ale není výjimkou použití i samotných dvou časových řad. Příklad pro více než dvě proměnné je mnohem komplikovanější, než bylo uvedeno v úvodu podkapitoly 3.2. Například za předpokladu tří časových řad musí být výsledná lineární kombinace pro dvě proměnné nestacionární a tato kombinace pak se třetím procesem tvoří stacionární časovou řadu. Střední hodnota takovéto stacionární lineární kombinace integrovaných ČŘ je většinou chápána jako rovnováha, která spojuje uvažované časové řady. [23]

EC model má v obecném m -rozměrném vektorovém autoregresním modelu (3.12), bez zahnutí konstanty a trendu, tento tvar:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \mathbf{\Pi} \cdot \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{\Gamma}_1 \cdot \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{\Gamma}_{p-1} \cdot \Delta \mathbf{X}_{t-p+1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (3.12)$$

kde $\mathbf{\Pi} = \mathbf{\Phi}_1 + \dots + \mathbf{\Phi}_p - \mathbf{I} = -\mathbf{\Phi}(1)$, $\mathbf{\Gamma}_1 = -\mathbf{\Phi}_2 - \dots - \mathbf{\Phi}_p, \dots, \mathbf{\Gamma}_{p-2} = -\mathbf{\Phi}_{p-1} - \mathbf{\Phi}_p$, $\mathbf{\Gamma}_{p-1} = -\mathbf{\Phi}_p$. Platí-li pro matice $\mathbf{\Pi}$ hodnost r , kde $0 < r < m$, což zároveň značí počet kointegračních vztahů ve VEC modelu (každý sloupec matice $\boldsymbol{\beta}$ představuje jeden kointegrační vektor), potom existují matice $\boldsymbol{\alpha}$ a $\boldsymbol{\beta}$, tak, že $\mathbf{\Pi} = \boldsymbol{\alpha} \cdot \boldsymbol{\beta}'$ a každá složka vektoru $\boldsymbol{\beta}' \cdot \mathbf{y}_t$ je typu $I(0)$. [20]

VEC model (3.13) lze následně zapsat jako:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \boldsymbol{\alpha} \cdot \boldsymbol{\beta}' \cdot \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{\Gamma}_1 \cdot \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{\Gamma}_{p-1} \cdot \Delta \mathbf{X}_{t-p+1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t. \quad [20] \quad (3.13)$$

V podobném tvaru byl na začátku podkapitoly 3.2.3 uveden jednorovnicový EC model.

Kointegrace se obvykle testuje Johansenovým kointegračním testem. Tento test je založen na ML -odhadech. Pro příslušné ML -odhady $\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_m$ založené na y_1, \dots, y_n platí, že každé $1 \geq \hat{\lambda}_m \geq 0$. Právě tento počet nenulových kladných hodnot je roven hodnotě r matice $\mathbf{\Pi}$. [20] Johansenův test spočívá v testování nulovosti hodnot λ s použitím statistiky Trace a Max-Eigen. Johansenův test se statistikou Trace má tyto hypotézy:

H_0 : existuje nejvýše r dlouhodobých vztahů,

H_1 : existuje více než r dlouhodobých vztahů.

Pokud $\lambda_{trace}(r)$ je větší než příslušná kritická hodnota, zamítá se nulová hypotéza o existenci nejvýše r kointegračních vztahů, což značí, že ve skutečnosti existuje více než r kointegračních vztahů. Johansenův test se statistikou Max-Eigen testuje hypotézy:

H_0 : počet kointegračních vztahů je r ,

H_1 : počet kointegračních vztahů je $r + 1$.

Postupuje se stejně jako v předcházejícím případě. Oba statistiky se realizují pro $r = 0, 1, \dots, m-1$. [20]

V ekonometrickém programu EViews 7 existuje několik typů kointegračních vztahů, které se testují Johansenovým kointegračním testem:

1. není zahrnut deterministický trend a úroňová konstanta, ať už v kointegrační rovnici nebo ve *VAR* modelu,
2. není zahrnut deterministický trend v kointegrační rovnici nebo ve *VAR* modelu, ale je zde zahrnuta úroňová konstanta,
3. je zahrnuta úroňová konstantou a lineární deterministický trend ve *VAR* modelu, ale trend není zahrnut v kointegrační rovnici,
4. je zahrnuta úroňová konstanta a lineární deterministický trend v kointegrační rovnici, ale úroňová konstanta není zahrnuta ve *VAR* modelu,
5. je zahrnuta úroňová konstanta, v kointegrační rovnici je zahrnut kvadratický deterministický trend a ve *VAR* modelu je lineární trend.

Ještě je třeba se zmínit, že v praxi se často ve *VEC* modelech přistupuje k určité normalizaci či restrikcím pro parametry matic α a β . Podrobněji se restrikcemi zabýval například Enders [24] nebo Arlt [23]. Parametry matice β , čili kointegračními koeficienty ve *VEC* modelech, se zabýval ve své práci Johansen [25].

Následující kapitola se bude zabývat vývojem Beveridgeovy křivky v České republice od r. 1995 až do konce roku 2010. Dále bude odvozeny ostatní časové řady a bude popsán i jejich vývoj. V rámci druhé části čtvrté kapitoly budou aplikovány u časových řad testy na stacionaritu a vymezi se jejich řád integrace. Následně se provede samotný odhad vybraných modelů. Nejdříve se stanoví délka zpoždění v daném *VEC* modelu, určí se počet kointegračních vztahů modelu a provede se jeho odhad. Na závěr se uskuteční zhodnocení modelu.

4. Zkoumání dlouhodobého rovnovážného vztahu na českém trhu práce

Čtvrtá kapitola této diplomové práce bude obsahovat empirický odhad modelů, jejich verifikaci a analýzu výsledků. Modely budou založeny na rozšířeném modelu Beveridgeovy křivky, o kterém byla zmínka ve druhé kapitole. V první části této kapitoly bude popsán zejména vývoj Beveridgeovy křivky v České republice od roku 1995 do konce roku 2010. V následující části bude provedena deskripce odvození a vývoje jednotlivých proměnných, které budou aplikovány v modelech. Poslední část čtvrté kapitoly se bude zabývat testováním stacionarity těchto časových řad a samotnou kointegrační analýzou modelu jednotlivých variant modelů.

Pro odhad modelu budou použita čtvrtletní data od roku 2001 do 3. čtvrtletí roku 2010. Celkem bude k dispozici 39 pozorování. Delší časové řady nebylo možné použít, neboť u indexu růstu reálných mezd neexistuje delší časová řada. Měsíční data rovněž nelze použít, protože některé ukazatele na této úrovni neexistují a u ročních dat by byl velmi nízký počet pozorování.

Veškerá data v této části diplomové práce budou čerpána ze statistik Integrovaného portálu Ministerstva práce a sociálních věcí České republiky [26], dále z Českého statistického úřadu [27] a ze systému ARAD České národní banky [28]. Jednotlivé výpočty a výstupy grafů budou prováděny v ekonometrickém programu EViews 7, eventuálně úpravy v programu Excel 2003.

4.1. Vývoj Beveridgeovy křivky v České republice

Beveridgeova křivka v České republice²⁷ je poměrně deformována pokud se srovnává s obecně známým tvarem ideální Beveridgeovy křivky. Křivka se totiž nachází pod osou *JCL*, jak naznačuje příloha č. 1. Od roku 1995 Beveridgeova křivka v České republice nepřekročila linii tvorby pracovních míst. V podstatě se dá konstatovat, že trh práce v České republice na národní úrovni byl postižen hysterezí²⁸, viz Galuščák [29]. V případě hystereze může existovat nedostatečné množství pracovních míst a vysoká míra nezaměstnanosti. Existence hystereze by měla zvyšovat frikční nezaměstnanost i strukturální nezaměstnanost. [29]

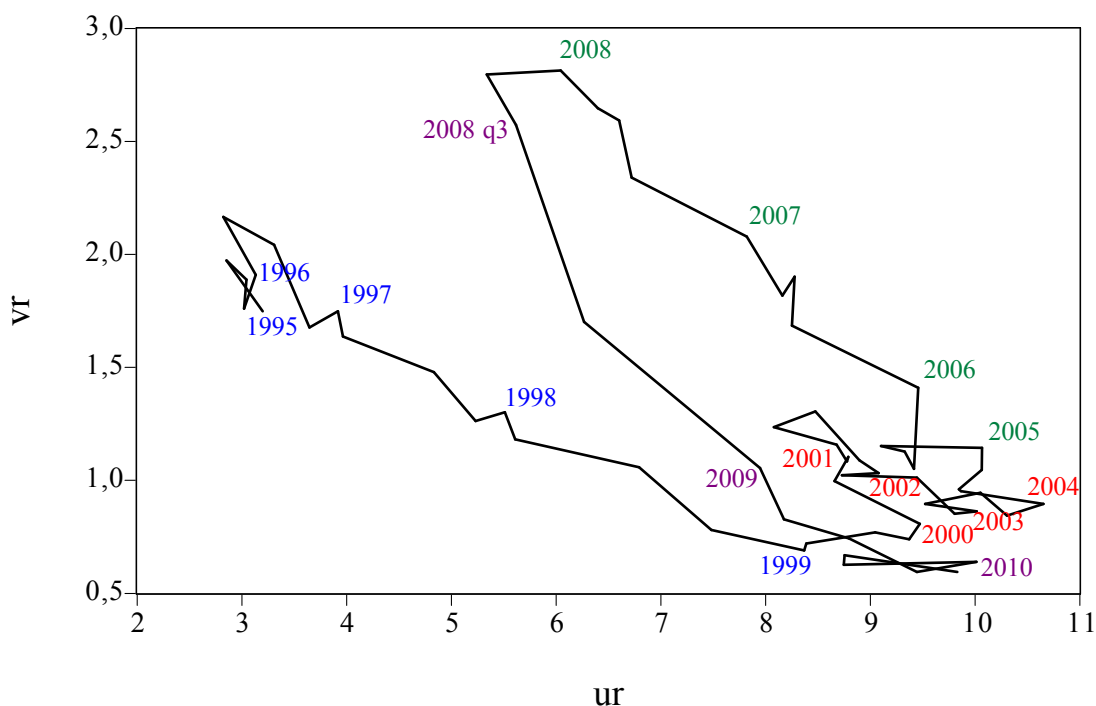
²⁷ Pro připomenutí je zde míra nezaměstnanosti (*ur*) brána jako podíl mezi počtem nezaměstnaných a ekonomicky aktivním obyvatelstvem a míra volných pracovních míst (*vr*) jako podíl mezi počtem volných pracovních míst a celkovým počtem pracovních míst.

²⁸ Hystereze na trhu práce představuje zvýšení přirozené míry nezaměstnanosti v případě, kdy skutečná míra nezaměstnanosti dlouhodobě překračuje přirozenou míru nezaměstnanosti. [29]

V grafu č. 4.1. je použit detailnější pohled na vývoj Beveridgeovy křivky České republiky. Beveridgeovu křivku lze rozdělit na několik vývojových fází a to na:

- 1. období od roku 1995 do konce roku 1999,
- 2. období od roku 2000 do konce roku 2004,
- 3. období od roku 2005 do 2. čtvrtletí roku 2008,
- 4. období od 3. čtvrtletí roku 2008 do konce roku 2010.

**Graf č. 4.1 - Detailní náhled na Beveridgeovu křivku České republiky
od roku 1995 do konce roku 2010 (čtvrtletní data, v %)**



Zdroj: vlastní zpracování

1. období od roku 1995 do konce roku 1999

Toto období lze charakterizovat jako období zvyšující se míry nezaměstnanosti. Míra volných pracovních míst převážně rostla, výjimkou je rok 1995 a začátek roku 1996. V této době byla tvorba volných pracovních míst poměrně stabilní a zároveň nízká míra nezaměstnanosti. Sektor služeb na počátku 90. let nebyl dostatečně rozvinut, vznikaly malé a střední podniky. Nově vznikající pracovní místa v tomto sektoru byla schopna pojmout propuštěné pracovníky z primárního a sekundárního sektoru. V této době byla prosazována poměrně efektivní aktivní politika zaměstnanosti, a proto, v porovnání s ostatními transformujícími se ekonomikami, byla míra nezaměstnanosti v České republice relativně nízká. [30] Dalším faktorem bylo postupné odstraňování přezaměstnanosti. Některé skupiny obyvatelstva odešly mimo pracovní sílu, zejména

osoby v důchodovém věku, část pracovní síly se přesunula do zahraniční apod. Od poloviny roku 1996 došlo k poměrně rychlému poklesu míry volných pracovních míst a k nárůstu míry nezaměstnanosti. V letech 1997 až 1999 postihla českou ekonomiku ekonomická recese a rovněž, samozřejmě nejen v tomto období, probíhala restrukturalizace zprivatizovaných podniků.

2. období od roku 2000 do konce roku 2004

Míra nezaměstnanosti se v tomto období pohybovala na poměrně vysoké úrovni. V roce 2000 míra nezaměstnanosti nepatrně klesala. Důvodem byla především výraznější realizace aktivní politiky zaměstnanosti, podpora investičních pobídek v regionech s vysokou mírou nezaměstnanosti a nepochybně i samotný růst domácí ekonomiky v souladu se světovým vývojem ekonomiky. [5] Na přelomu let 2001 a 2002 česká ekonomika zažila zpomalení růstu hrubého domácího produktu. Tato zpomalení a dobíhající restrukturalizace podniků způsobily nárůst míry nezaměstnanosti a rovněž nízkou míru volných pracovních míst. Další příčinou bylo zpomalení růstu světové ekonomiky a silně posilující koruna vůči euru v letech 2001 a 2002. Exportně orientovaným podnikům se snížila schopnost konkurovat na zahraničních trzích. To vše samozřejmě mělo vliv na samotné zvyšování míry nezaměstnanosti a snižování míry volných pracovních míst. Míra nezaměstnanosti v 1. čtvrtletí roku 2004 nakonec dosáhla hodnoty 10,7 %. V této době se dá hovořit i o strukturální nezaměstnanosti.

3. období od roku 2005 do 2. čtvrtletí roku 2008

Od roku 2005 míra nezaměstnanosti klesala a zároveň rostla míra volných pracovních míst. Důvodem byl hospodářský růst od roku 2003, který trval až do konce roku 2008. V tomto období je možné zpozorovat pokles poptávkově deficitní nezaměstnanosti, tedy nezaměstnanosti, která je dána cyklickým vývojem ekonomiky. Vliv na snížení míry nezaměstnanosti měl i nový zákon o zaměstnanosti²⁹, který se snažil motivovat nezaměstnané najít si práci. Na přelomu let 2007 a 2008 došlo k mírnému ochlazení přehřáté ekonomiky, která dosahovala až 7% růstu reálného hrubého domácího produktu. Míra nezaměstnanosti dosáhla nejnižších hodnot od roku 1998 a tak v 1. čtvrtletí roku 2008 stagnovala na úrovni 5,3 %.

²⁹ Zákon č. 435/2004 Sb. vstoupil v platnost 1. října 2004, více viz [31].

4. období od 3. čtvrtletí roku 2008 do konce roku 2010

Období od 3. čtvrtletí roku 2008 je charakteristické rychlým nárůstem míry nezaměstnanosti a poklesem míry volných pracovních míst. Důvodem bylo nejen výše uvedené ochlazení ekonomiky, ale především se projevil vliv finanční krize, respektive přelití finanční krize do samotné ekonomické recese, a negativní očekávání ohledně budoucího vývoje jak české ekonomiky, tak světové ekonomiky. Přesto míra volných pracovních míst klesala rychleji, než byl nárůst míry nezaměstnanosti, neboť míra nezaměstnanosti je zpožděnou veličinou. Na konci roku 2009 a v roce 2010 byla míra volných pracovních míst nejnížší od roku 1995. Na jedné straně je to výhodná situace pro prosperující zaměstnavatelé, kteří si mohou vybírat z velkého množství kvalifikovaných uchazečů, ale na druhou stranu je to zase nevýhodná situace pro nezaměstnané, kterým se zvyšuje konkurence na trhu práce a snižuje pravděpodobnost najít pracovního místa. Míra nezaměstnanosti sice zatím nedosáhla hodnoty 1. čtvrtletí roku 2004, přesto v 1. čtvrtletí roku 2010 byla dosažena hodnota 10 %.

4.2. Odvození a zkoumání vývoje ostatních časových řad

V následujícím textu diplomové práce bude chápána celková míra nezaměstnanosti, dílčí míry nezaměstnanosti a míra volných pracovních míst ve smyslu, kdy ve jmenovateli těchto ukazatelů nebude pracovní síla nebo celkový počet pracovních míst, ale pouze počet zaměstnaných neboli část pracovní síly. Toto chápání těchto měr je v souladu s příspěvkem De Francesca [16], který navrhl model rozšířené Beveridgeovy křivky pro zkoumání dlouhodobých vztahů na trhu práce.

Nejdříve bylo nutné odvodit do výsledné podoby samotné časové řady. Pro odhad nabídky práce a poptávky po práci je třeba znát počet registrovaných nezaměstnaných (U_t), počet volných pracovních (V_t) a počet zaměstnaných (E_t). Míra nezaměstnanosti ue_t se odvodí jako $ue_t = U_t / E_t$, a míra volných pracovních míst ve_t se spočítá jako $ve_t = V_t / E_t$. V příloze č. 2 jsou poskytnuty náhledy grafů vývoje nejen těchto veličin, ale i ostatních ve zlogaritmované formě a očištěné od sezónního faktoru a to od roku 2001 do 3. čtvrtletí roku 2010.

Obdobně byly odvozeny i strukturální proměnné, které vyjadřují strukturu nezaměstnanosti, jako je:

1. Míra nezaměstnanosti žen (ufe_t)

Míru nezaměstnanosti žen je dána jako $ufe_t = uf_t / E_t$, kde uf_t je počet neza-

městnaných žen. Tato strukturální proměnná se v České republice vyvíjí podobně jako celková míra nezaměstnanosti a proto nebude její vývoj ani popisován.

2. Míra nezaměstnanosti osob pobírající příspěvek v nezaměstnanosti ($upre_t$)

Míru nezaměstnanosti osob pobírající příspěvek v nezaměstnanosti je dána jako $upre_t = upr_t / E_t$, kde upr_t je počet osob pobírající příspěvek v nezaměstnanosti. Podobně jako míra nezaměstnanosti žen, i tato míra se vyvíjí podobně jako celková míra nezaměstnanosti. Výjimku tvoří přelom roku 2003 a 2004, kdy byla upraveny podmínky vyplácení příspěvku v nezaměstnanosti, viz [31].

3. Míra dlouhodobé nezaměstnanosti (ule_t)

Míru dlouhodobé nezaměstnanosti je možné odvodit jako $ule_t = ul_t / E_t$, kde ul_t je počet dlouhodobě nezaměstnaných, kteří jsou evidováni na úřadu práce déle než 6 měsíců. I tato míra se napodobuje vývoj celkové míry nezaměstnanosti.

4. Míra nezaměstnanosti mladistvých a absolventů (uye_t)

Míra nezaměstnanosti mladistvých a absolventů je stanovena jako $uye_t = uy_t / E_t$, kde uy_t je počet nezaměstnaných mladistvých a absolventů. Tato míra má klesající trend a to z důvodu snižování míry porodnosti od konce 80. let 20. století. Od roku 2006 a 2007 prudce poklesl počet nezaměstnaných mladistvých a absolventů, neboť v letech 1988 až 1989 prudce poklesla míra úhrnné porodnosti.

Makroekonomické proměnné³⁰, jejichž grafy jsou rovněž v příloze č. 2, by měly ovlivňovat toky na trhu práce a jsou vyjádřeny těmito časovými řadami jako je:

1. Tempo růstu souhrnné produktivity práce (ipp_t)

Souhrnnou produktivitu práce je možné vyjádřit jako $pp_t = HDP_t / E_t$, kde HDP_t představuje hrubý domácí produkt ve stálých cenách roku 2000. Tempo růstu souhrnné produktivity práce je dáno jako $ipp_t = ipp_t / ipp_{t-4} \cdot 100$, jedná se tedy vždy o období, které odpovídá stejnému období předchozího

³⁰ Původně se uvažovalo i o zahrnutí průměrného příspěvku v nezaměstnanosti, který by byl vyjádřen jako podíl na průměrných nominálních mzdách. Vzhledem k tomu, že se v roce 2004 upravila výše a podmínky vyplácení příspěvku v nezaměstnanosti, viz [31], byl vyloučen z analýzy, neboť by docházelo ke zkresleným výsledkům.

roku. Od roku 2001 souhrnná produktivita práce roste stabilním tempem. Malý zlom nastal na začátku roku 2004, kdy byla upravená metodika výpočtu pracovní síly. Od poloviny roku 2006 do konce roku 2007, tedy v období konjunktury či vrcholu, souhrnná produktivita práce stagnovala či spíše klesala. V této době totiž rostl počet zaměstnaných a ekonomika se pohybovala na potencionálním produktu respektive se přehřívala. V roce 2008 a 2009 vlivem recese či hospodářské krize, produktivita práce poklesla. Asi od poloviny roku 2010 začala souhrnná produktivita růst v porovnání s předcházejícím rokem.

2. Úroková míra (ir_t)

Úroková míra je zastoupena průměrnou tříměsíční úrokovou sazbou PRIBOR na mezibankovním trhu depozit. Vývoj úrokové sazby je podobný vývoji hospodářského cyklu. V době konjunktury úroková míra rostla a naopak v době recese se úroková míra snižovala.

3. Index reálných mezd (irw_t)

Index reálných mezd je vypočítán jako index nominálních mezd, který je očištěn o inflační vliv a jedná se vždy o období, které odpovídá stejnému období předchozího roku. Z vývoje indexu reálných mezd se dá vyčíst, že mzdy neustále rostou. V obdobích recese nastává jen velmi malý nárůst reálných mezd, oproti stejnému období předcházejícího roku, ale přesto se jedná o nárůst, což může signalizovat vyjednávací sílu zaměstnanců ve vyjednáváních o mzdách. Naopak v obdobích konjunktury reálné mzdy rostou více.

4. Tempo růstu pracovní síly (glf_t)

Růst pracovní síly je možné odvodit jako $glf_t = LF_t / LF_{t-4}$, kde LF_t je celková pracovní síla v období t a LF_{t-4} je celková pracovní síla v období $t-4$. Ekonomicky aktivní obyvatelstvo je ovlivněno toky z a do ekonomicky neaktivního obyvatelstva i demografickým vývojem populace. V roce 2004 byl zaznamenán velký nárůst pracovní síly opět v souvislosti s úpravou metodiky³¹ výpočtu.

Následně se časové řady zlogaritmovaly (\ln). Samotné zlogaritmování může vést ke ztrátě informací o dlouhodobých vztazích mezi proměnnými. Přesto je to doporučo-

³¹ Mezi pracovní sílu byli nově zahrnuti uchazeči o zaměstnání ze zemí Evropského hospodářského prostoru (země Evropské unie, Islandu, Norska a Lichtenštejnska) a Švýcarska. [32]

váno především z důvodu zkoumání relativních změn. Časové řady byly očištěny i od sezónního trendu pomocí aditivní dekompozice³² a metody Census X12³³ a poté byly provedeny testy na stacionaritu. Právě tyto zlogaritmované a očištěné časové řady je možné si prohlédnout v příloze č. 2.

4.3. Testování stacionarity

Důležitým předpokladem kointegrační analýzy je nestacionarita časových řad. V této části budou použity nejen ADF test, KPSS test a PP test, ale i korelogram. Testy byly prováděny na 5% hladině významnosti.

Časové řady byly testovány na existenci tzv. jednotkového kořene (nestacionaritu). Pokud je časová řada stacionární, tak neexistuje jednotkový kořen. Nejdříve byl proveden grafický test pomocí korelogramu. Pouhým zhodnocením korelogramu někdy nelze rozlišit nestacionární časové řady od stacionárních, které dosahují téměř jednotkového kořene, a proto budou za směrodatné závěry brány pouze výsledky statistických testů. Přesto by korelogramy měly z větší části potvrzovat výsledky těchto statistických testů.

Příloha č. 3 představuje korelogramy za jednotlivé časové řady. Na základě subjektivního úsudku z těchto korelogramů, respektive ACF grafů, se dá rozhodnout, že většina časových řad je nestacionárního charakteru. Mezi nestacionární časové řady by se tedy daly zařadit tyto: míra nezaměstnanosti, míra volných pracovních míst, míra nezaměstnanosti žen, míra nezaměstnanosti mladistvých a absolventů, míra nezaměstnanosti osob, které pobírají příspěvek v nezaměstnanosti, míra dlouhodobé nezaměstnanosti, souhrnná produktivita práce a úroková míra. Naopak jen u dvou proměnných, růstu pracovní síly a indexu reálných mezd, je možné na základě jejich korelogramů očekávat stacionární chování.

Statistické testy dospěly k částečně odlišným výsledkům než samotný grafický test. Podrobnější rozdělení výsledků jednotlivých statistických testů ukazuje příloha č. 4. V této příloze je možné si všimnout, že ve většině časových řad je zahrnut stochastický trend, respektive náhodná procházka s posunem. Výjimku tvoří míra dlouhodobě nezaměstnaných a index reálných mezd, obě tyto proměnné obsahují i deterministický trend.

³² V případě aditivního typu rozkladu jsou jednotlivé složky časových řad uvažovány ve skutečných absolutních hodnotách a jsou měřeny v jednotkách řady y_t . [20]

³³ Census X12 mimo jiné především analyzuje a aproximuje extrémní hodnoty v časové řadě a dále homogenizuje hodnoty časové řady přepočtem na stejný počet pracovních dnů anebo na stejný počet kalendářních dní. [33]

Jak již bylo řečeno v kapitole 3.1., pokud se při použití ADF testu a KPSS testu došlo k nerozhodnému výsledku, byl použit PP test. Následující tabulka č. 4.1 přehledně prezentuje výsledné závěry testování existence jednotkového kořene daných časových řad. Z tabulky vyplývá, že většina časových řad je nestacionární povahy. Výjimku tvoří časové řady uye_t a ule_t . Míra dlouhodobé nezaměstnanosti je stacionárního charakteru a u nezaměstnaných absolventů a mladistvých se nelze na základě těchto testů rozhodnout, zda se jedná o řád $I(0)$, $I(1)$ nebo $I(2)$. Toto samozřejmě není vhodné pro další modelování, neboť v případě zahrnutí časové řady typu $I(2)$ by výsledný vztah mezi časovými řadami typu $I(1)$ a $I(2)$ byl vždy nestacionární. Naopak pokud by byla zahrnuta časová řada typu $I(0)$ do kointegrační analýzy, tak výsledkem by byla existence minimálně jednoho dlouhodobého vztahu mezi proměnnými, který by byl dán stacionární časovou řadou.

Tab. č. 4.1 - Testování jednotkového kořene

Proměnná	Závěr
$lnue_sa$	$I(1)$
$lnve_sa$	$I(1)$
$lnufe_sa$	$I(1)$
$lnuye_sa$?
$lnupre_sa$	$I(1)$
$lnule_sa$	$I(0)$
$lnglf_sa$	$I(1)$
$lnipp_sa$	$I(1)$
$lniwr_sa$	$I(1)$
$lnir_sa$	$I(1)$

Pozn.: Symbol ? značí, že nelze rozhodnout, zda ČŘ je řádu $I(0)$, $I(1)$ nebo $I(2)$.

Zdroj: vlastní zpracování

Závěrem je nezbytné konstatovat, že časové řady, až na dvě, jsou řádu $I(1)$. Tyto časové řady jsou nestacionárního charakteru a většinou u nich převládá stochastický trend. První diference těchto řad podle testů jsou stacionární a jsou ukázány v příloze č. 2. Další podkapitola bude věnována odhadu kointegračních vztahů pro jednotlivé modely.

4.4. Odhady jednotlivých modelů

V této podkapitole budou odhadovány jednotlivé vybrané modely. Bivariantní model týkající se vztahu mezi mírou nezaměstnanosti a mírou volných pracovních míst bude testován jednak pomocí Engleovy-Grangerovy metody a jednak Johansenovou kointegrační metodou. Další trivariantní modely a případně multivariantní modely se odhadnou jen za pomoci Johansenovy kointegrační metody.

U základního vztahu mezi mírou nezaměstnanosti a volnými pracovními místy se předpokládá klasický inverzní vztah. V případě, že by existoval dlouhodobý pozitivní vztah, znamenalo by to strukturální problémy na trhu práce, neboť rovnovážný dlouhodobý vztah by se posouval směrem doprava nahoru.

Tabulka č. 4.2 znázorňuje předpokládané dlouhodobé vztahy mezi nabídkou práce a poptávkou po práci stranou a třetí proměnnou. Tabulka nejdříve ukazuje jaký vztah se předpokládá mezi přidaným faktorem a na mírou nezaměstnanosti a následně jaký vztah se předpokládá mezi přidaným faktorem a mírou volných pracovních míst.

Tab. č. 4.2 - Předpoklady dlouhodobých vztahů mezi základními parametry Beveridgeovy křivky a ostatními proměnnými

Vliv na	Přidaný faktor					
	ufe_t	$upre_t$	glf_t	ipp_t	iwr_t	ir_t
ue_t	+	+	+	-/+	+	+
ve_t	-/+	-/+	+	+	-	-

Pozn.: Symbol - značí negativní vztah a + představuje pozitivní vztah mezi proměnnými

Zdroj: vlastní zpracování

Pozitivní vztah se předpokládá mezi mírou nezaměstnanosti a přidanou strukturální proměnnou. Pokud se zvýší míra nezaměstnanosti strukturální proměnné, tak by to mělo vést k samotnému zvýšení celkové míry nezaměstnanosti. Otázkou je, jestli dlouhodobý vztah mezi strukturální proměnnou a volnými pracovními místy bude pozitivní nebo negativní. Pokud by zde existoval negativní vztah, tedy by rostl počet nezaměstnaných osob dané skupiny a zároveň by měl klesat počet nově utvářených pracovních míst, tak by to indikovalo na klasickou poptávkově-deficitní nezaměstnanost, měnil by se totiž sklon křivky a snižovala by se těsnost na trhu práce. V případě pozitivního vztahu by se ukázal strukturální nesoulad mezi nabídkovou a poptávkovou stranou, neboť by to ukazovalo na posun celé Beveridgeovy křivky směrem od počátku.

Mezi zvyšujícím se tempem růstu pracovní síly a mírou nezaměstnanosti by zde měl existovat pozitivní vztah, neboť jedinci vstupující na trh práce se obvykle stávají nejdříve nezaměstnaní, než si naleznou dané pracovní místo. Samotný nárůst nezaměstnanosti má samozřejmě vliv na reálné mzdy a jak již bylo řečeno v předcházející části, jejich výše klesá. Zaměstnavatelé tak mohou vytvářet nová pracovní místa. Tím, jak se zvyšuje celková míra nezaměstnanost i míra volných pracovních míst, se posunuje i rovnovážná nezaměstnanost a celá Beveridgeova křivka by se měla posunout doprava nahoru. V případě hospodářské recese je možné se domnívat, že na trh práce bude vstupovat jen malé množství ekonomicky neaktivních osob, respektive bude konstantní či klesající tempo růstu pracovní síly, neboť jen neracionálně se chovající osoby by vstupovaly za zhoršených podmínek na trh práce. Výjimku samozřejmě tvoří populačně silné ročníky, které vycházejí ze škol a vstupují na trh práce, neboť v zásadě nemají na výběr a zvyšují tak tempo růstu pracovní síly. Lze přepokládat, že v této situaci se mění sklon Beveridgeovy křivky a těsnost na trhu práce by se snižovala. Dlouhodobý rovnovážný vztah by se měl posouvat doprava dolů či doprava nahoru.

U růstu pracovní produktivity se může projevit dvojí účinek na celkovou míru nezaměstnanosti. Tím, jak roste produktivita práce, samotní zaměstnavatelé zvyšují počet volných pracovních míst a míra nezaměstnanosti klesá. V souladu s růstem pracovní produktivity rostou zaměstnancům reálné mzdy a tak se zaměstnavatelům opět zvyšují náklady na zaměstnance. Z tohoto důvodu mohou raději snižovat stávající počet zaměstnanců a zvyšovat míru nezaměstnanosti, respektive by to ukazovalo opět na vliv strukturální nezaměstnanosti. Nabídka práce by se nestačila přizpůsobovat poptávce po práci. Většinou však převládá první efekt, kdy se zvyšuje těsnost na trhu práce.

Pokud poroste tempo růstu reálné mzdy, zaměstnavatelům by se měly zvyšovat náklady na zaměstnance a zaměstnavatelé opět mohou snižovat počet volných pracovních míst a míra nezaměstnanosti poroste. Mimo to samotné zvyšování tempa růstu reálných mezd může přitahovat osoby stojící mimo pracovní sílu.

V případě růstu úrokové míry klesají investice firem a firmy zase snižují nejen počet volných pracovních míst, ale mohou omezovat i stávající pracovní místa, což má za následek buď stagnaci míry nezaměstnanosti nebo růst míry nezaměstnanosti a mění se sklon Beveridgeovy křivky, jinak řečeno dochází k poklesu těsnosti na trhu práce.

V následující části budou testovány jednotlivé varianty modelů na existenci dlouhodobého rovnovážného vztahu a bude zkoumáno jaký vliv mají na tento dlouhodobý vztah vybrané proměnné v České republice. Nejprve bude ověřován samotný

vztah mezi mírou nezaměstnanosti a mírou volných pracovních míst. Následně do modelu bude přiřazena další vysvětlující proměnná a v určitých případech i více těchto proměnných, které mohou mít vliv na dlouhodobý rovnovážný vztah.

4.4.1. Model ue_t a ve_t

Tento model má za cíl ukázat, zda vztah mezi mírou nezaměstnanosti a mírou volných pracovních míst v České republice směřuje k dlouhodobé rovnováze. Pro odhad modelu byl použit Engleův-Grangerův test, jehož podmínkou je použití maximálně dvou proměnných a mezi nimi se předpokládá právě jeden kointegrační vztah. Samozřejmě lze aplikovat Johansenovu kointegrační metodu i na dvě proměnné.

Jak již bylo uvedeno v podkapitole 3.2.4., Engleův-Grangerův test je založen na předpokladu stacionarity odhadnutých reziduí lineárního regresního modelu bez nutnosti aplikovat difference. Nejprve byl odhadnut pomocí metody nejmenších čtverců samotný lineární regresní model, viz tabulka č. 1 v příloze č. 5. Posléze byla testována odhadnutá rezidua (*EC01*) na existenci jednotkového kořene pomocí ADF testu, viz tabulka č. 2 v příloze č. 5. ADF test nezamítal nulovou hypotézu o nestacionaritě reziduí a tedy kointegrační vztah mezi těmito proměnnými nebyl potvrzen na 5% hladině významnosti.

Postup Johansenovy kointegrační metody byl následující. Nejdříve se odhadl počet zpoždění na základě informačních kritérií. Kritéria odhalila, že pro kointegrační metodu je nejvhodnější jedno zpoždění. Poté statistiky Trace a Max-Eigen, které je možno shlédnout v tabulce č. 3 v příloze č. 5, určily přítomnost jednoho kointegračního vztahů u 1. typu bez zahrnutí deterministického trendu a úrovně konstanty a statistika Max-Eigen ještě u 3. typu, kde se ve výsledném *VEC* modelu nepotvrdil dlouhodobý vztah. Johansenovým kointegračním testem byla odhadnut *VEC* model pro 1. typ, který znázorňuje tabulka č. 4.3.

Tab. č. 4.3 - Odhad VEC modelu pro ue_t a ve_t

Sample (adjusted): 2001Q3 2010Q3 Included observations: 37 after adjustments		
Cointegrating Eq:	CointEq01	
LNUE_SA(-1)	1.000000	
LNVE_SA(-1)	-0.516461 [-22.6539]	
Error Correction:	D(LNUE_SA)	D(LNVE_SA)
CointEq01	-0.009430 [-0.58706]	0.124592 [3.17406]
D(LNUE_SA(-1))	0.259028 [1.27147]	-0.825677 [-1.65858]
D(LNVE_SA(-1))	-0.251061 [-3.08900]	0.464320 [2.33790]
R-squared	0.667261	0.641706
Adj. R-squared	0.647688	0.620629
Sum sq. resids	0.041422	0.247339
S.E. equation	0.034904	0.085292
F-statistic	34.09115	30.44701

Pozn.: V [] je uvedena t -statistika.

Zdroj: extrakt z EViews, vlastní zpracování

Kointegrační rovnice EQ01 (4.1) po zaokrouhlení ukazuje tento dlouhodobý rovnovážný vztah mezi nabídkou práce a poptávkou po práci:

$$EQ01 = \ln ue_sa_t - 0,52 \cdot \ln ve_sa_t, \quad (4.1)$$

kde vektor $\mathbf{B} = [1; -0,52]$ popisuje dlouhodobý rovnovážný vztah mezi proměnnými. Rovnice je normalizovaná podle míry nezaměstnanosti. Mezi mírou nezaměstnanosti a mírou volných pracovních míst existuje pozitivní dlouhodobý vztah namísto předpokládaného negativního vztahu. K dlouhodobému rovnovážnému vztahu přispívá více míra nezaměstnanosti a to kladně. Naopak míra volných pracovních míst přispívá negativně a o něco méně než míra nezaměstnanosti k dlouhodobému vztahu.

Rovnice dlouhodobé rovnováhy byla podrobena restrikcí, což ukazuje tabulka č. 4 v příloze č. 5. Sdružená hypotéza nulová říká, že $\mathbf{B}(1,1)=1$ a $\mathbf{B}(1,2)=0$, kde první index značí počet kointegračních vztahů v tomto modelu a druhý index říká, o jaký parametr se jedná v rovnici dlouhodobé rovnováhy. Nulová hypotéza byla zamítnuta na 5% hladině významnosti. Míra volných pracovních míst je významným prvkem v kointegrační rovnici.

V tabulce č. 4.3 vektor zatížení $\mathbf{A} = [-0,009; 0,125]$ ukazuje rychlost přizpůsobení dlouhodobému rovnovážnému vztahu pro míru nezaměstnanosti a míru volných pracovních míst. Z tohoto vektoru lze vyčíst, že rychlost přizpůsobení v těchto dvou

rovnících je velmi nízká. Samotné odchylky od dlouhodobého vztahu mají poměrně dlouhotrvající charakter. Jinak řečeno, přizpůsobování nabídky práce a poptávky po práci k dlouhodobému rovnovážnému stavu trvá velmi dlouho.

Pro parametr $\hat{\alpha}_1 = -0,009$ existuje podezření na slabou exogenitu vzhledem k nízké t -statistice. Pokud by naznačovaly všechny parametry vektoru zatížení ve *VEC* modelu slabou exogenitu, znamenalo by to, že mezi časovými řadami neexistuje dlouhodobý rovnovážný vztah. Z toho důvodu byl proveden test na existenci slabé exogenity. Restrikce vektoru zatížení v první rovnici *VEC* modelu, tedy $A(1,1)=0$, kde první číslo v závorce značí rovnici *VEC* modelu a druhé číslo v závorce počet kointegračních vztahů, nebyla zamítnuta. Odhad parametru $\hat{\alpha}_1$ je statisticky nevýznamný na 5% hladině významnosti. To značí nevýznamnost přizpůsobení dlouhodobému vztahu ze strany míry nezaměstnanosti. Bylo potvrzeno, že model je významný za podmínky slabé exogenity u míry nezaměstnanosti. Výsledná kointegrační rovnice pro model ue_t a ve_t po restrikci u parametru α_1 a normalizaci u parametru β_1 je uvedena v příloze č. 5 v tabulce č. 5. Rychlost přizpůsobení míry volných pracovních míst k dlouhodobému vztahu po restrikci je $\hat{\alpha}_2 = 0,11$.

Rovněž byl proveden test na existenci silné exogenity, který ukazuje tabulka č. 6 v příloze č. 5. Tento test potvrdil, že zpožděná míra volných pracovních míst je vhodná pro vysvětlení míry nezaměstnanosti na 1% hladině významnosti a naopak zpožděná míra nezaměstnanosti není vhodná pro vysvětlení míry volných pracovních míst na hladině významnosti 5 %. Z tohoto vyplývá, že míra nezaměstnanosti je silně exogenní³⁴ na hladině významnosti 5 %. V tomto případě se jedná o jednosměrnou kauzalitu.

Inverzní kořeny autoregresního polynomu poukazují na stabilitu konečného *VEC* modelu, což ukazuje graf č. 1 v příloze č. 5. Byla provedena i analýza impulsreakce³⁵, která potvrzuje, že *VEC* model je poměrně stabilní. Dekompozice rozptylu by neměla velký smysl z důvodu nízkých hodnot vektoru zatížení.

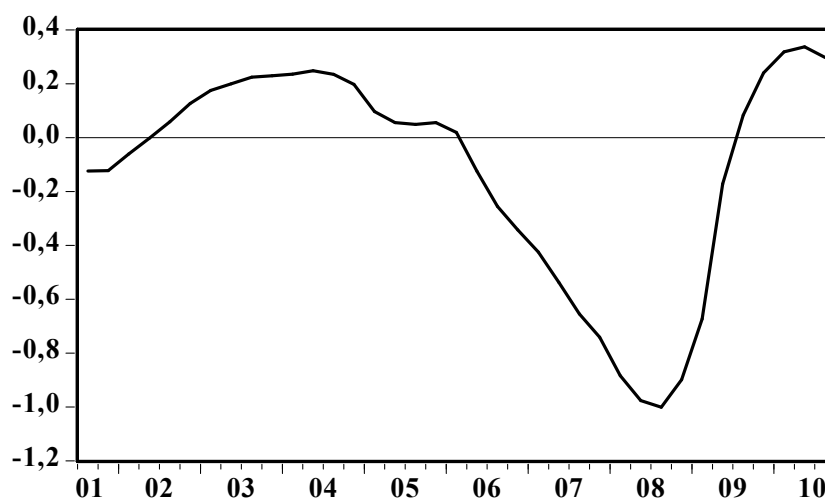
V grafu č. 4.2 je ukázán výsledný kointegrační vztah v čase mezi mírou nezaměstnanosti a mírou volných pracovních míst po provedených restrikcích. Kointegrační

³⁴ Exogenita znamená ovlivnění dané časové řady nějakým vnějším faktorem, který není zahrnut v modelu. Silná exogenita je vhodná pro konstrukce předpovědí ve *VAR* modelech. Účelem této diplomové práce není konstruovat předpovědi, ale určit případnou existenci dlouhodobého rovnovážného vztahu mezi vybranými veličinami. [23]

³⁵ V rámci *VEC* modelů obvykle odezva na impuls neodeznívá, ale ustálí se na nějaké určité (nenulové) úrovni. [20]

vztah by měl být stacionární, což ovšem z grafu nevyplývá. Příčinou je jednak nízký počet pozorování, ale i vývoj před rokem 2008 a přelom let 2008 a 2009. Protože graf č. 4.2 ukazuje jen určitý časový úsek, dá se předpokládat, že výsledná časová řada by měla v delším časovém úseku stacionární charakter.

Graf č. 4.2 - Výsledný kointegrační vztah pro rovnici EQ01 po restrikci



Zdroj: vlastní zpracování

Autokorelace nebyla zjištěna Portmanteaovým autokorelačním testem a ani matricovou autokorelační funkcí, přesto *LM*-test poukázal na to, že by bylo vhodnější přiřadit další proměnnou do modelu. Mimoto byla prokázána existence heteroskedasticity Whiteovým testem. Pomocí Jarqueova-Berraova testu bylo ověřeno, že rezidua nemají charakter normálního rozdělení. Přesto porušení poslední podmínky by nemělo mít velký vliv na výsledný model. Většinou u menšího počtu pozorování nevychází normalita reziduí optimálně. Naopak přítomnost heteroskedasticity by měla mít negativní vliv na výsledný model, neboť se ztrácí vydatnost odhadu. Z grafů reziduí je možné vyvodit, že je to dáno zejména vlivem hospodářské krize na přelomu let 2008 a 2009.

Na závěr je třeba konstatovat, že Engelův-Grangerův test neprokázal existenci dlouhodobého rovnovážného stavu mezi mírou nezaměstnanosti a mírou volných pracovních míst a naopak Johansenova kointegrační metoda jej mezi těmito proměnnými prokázala za předpokladu existence slabé exogenity u míry nezaměstnanosti. Přesto nejsou splněny některé podmínky odhadu a to zejména předpoklad normálního rozdělení a homoskedasticity. Pozitivní vztah mezi proměnnými naznačuje stále přetrvávající problémy na národním trhu práce. Zejména se bude jednat o významný vliv strukturální nezaměstnanosti, ale i samotných nepružností trhu práce, které negativně ovlivňují tržní

mechanismus. Samozřejmě nemalý vliv má na tento dlouhodobý rovnovážný vztah i vývoj v posledních letech, jednak přehřívání ekonomiky před rokem 2008 a následné prudké ochlazení ekonomiky. K přizpůsobování dlouhodobé rovnováže dochází velmi pomalým tempem. Upravené koeficienty determinace se pohybovaly v rozmezí 61 % až 65 % a tedy vysvětlovaly míru nezaměstnanosti a míru volných pracovních míst asi z necelých dvou třetin, což je relativně uspokojivé. Přesto je vhodné upozornit, že hlavní náplní této diplomové práce není vysvětlit velikost míry nezaměstnanosti, ale určit potencionální existenci dlouhodobého vztahu mezi vybranými veličinami. Vzhledem k tomu, že model z výše zmíněných důvodů nemusí odrážet věrohodně realitu, budou z tohoto důvodu zaváděny další proměnné do základního modelu.

4.4.2. Model ue_t , ve_t a ufe_t

K míře nezaměstnanosti a míře volných pracovních míst byla přidána jedna strukturální proměnná - míra nezaměstnanosti žen, která by mohla ještě lépe osvětlit předpokládaný dlouhodobý vztah mezi nabídkovou a poptávkovou stranou trhu práce.

Pomocí informačních kritérií byl určen počet zpoždění. Kritéria indikovala jedno zpoždění na hladině významnosti 5 %. Pro toto jedno zpoždění byl proveden kointegrační test. Johansenův kointegrační test skrze statistiky Max Eigen a Trace poukázal na existenci jednoho kointegračního vztahu pro všechny typy hypotézy. Avšak následné odhady modelů ukázaly nevýznamnost parametru míry nezaměstnanosti žen v kointegrační rovnici a i samotné restriktce potvrdily nevýznamnost proměnné v modelu.

Dlouhodobý vztah mezi mírou nezaměstnanosti, mírou volných pracovních míst a mírou nezaměstnanosti žen se nepotvrdil. Nevýznamnost parametru míry nezaměstnanosti žen v dlouhodobém vztahu je příznivá pro trh práce na národní úrovni.

4.4.3. Model ue_t , ve_t a $upre_t$

Míra nezaměstnanosti žen byla nahrazena mírou nezaměstnanosti osob pobírajících příspěvek v nezaměstnanosti. Kointegrační vztah se v tomto případě potvrdil a výsledný *VEC* model pro tyto tři proměnné ukazuje tabulka č. 4.4. Tento model je uveden po restriktci a normalizaci podle míry nezaměstnanosti.

Tab. č. 4.4 - Odhad *VEC* modelu pro ue_t , ve_t a $upre_t$

Sample (adjusted): 2001Q3 2010Q3 Included observations: 37 after adjustments			
Cointegration Restrictions:	B(1,1)=1, A(1,1)=0		
Chi-square(1)	0.003494		
Probability	0.952863		
Cointegrating Eq:	CointEq02		
LNUE_SA(-1)	1.000000		
LNVE_SA(-1)	1.809209 [5.88545]		
LNUPRE_SA(-1)	-2.942534 [-7.65376]		
Error Correction:	D(LNUE_SA)	D(LNVE_SA)	D(LNUPRE_SA)
CointEq02	0.000000 [NA]	-0.043021 [-3.49201]	0.044985 [4.86086]
D(LNUE_SA(-1))	0.167012 [0.71279]	-0.975865 [-1.65141]	0.981158 [2.01264]
D(LNVE_SA(-1))	-0.249398 [-3.12074]	0.628607 [3.11883]	-0.147096 [-0.88466]
D(LNUPRE_SA(-1))	0.071808 [0.70544]	0.200985 [0.78289]	-0.096480 [-0.45555]
R-squared	0.670209	0.621719	0.426677
Adj. R-squared	0.640228	0.587329	0.374556
Sum sq. resids	0.041055	0.261136	0.177723
S.E. equation	0.035272	0.088956	0.073386
F-statistic	22.35446	18.07888	8.186376

Pozn.: V [] je uvedena *t*-statistika.

Zdroj: extrakt z EViews, vlastní zpracování

Výsledná rovnice dlouhodobé rovnováhy *EQ02* (4.2) byla odhadnuta takto:

$$EQ02 = \ln ue_sa_t + 1,81 \cdot \ln ve_sa_t - 2,94 \cdot \ln upre_sa_t, \quad (4.2)$$

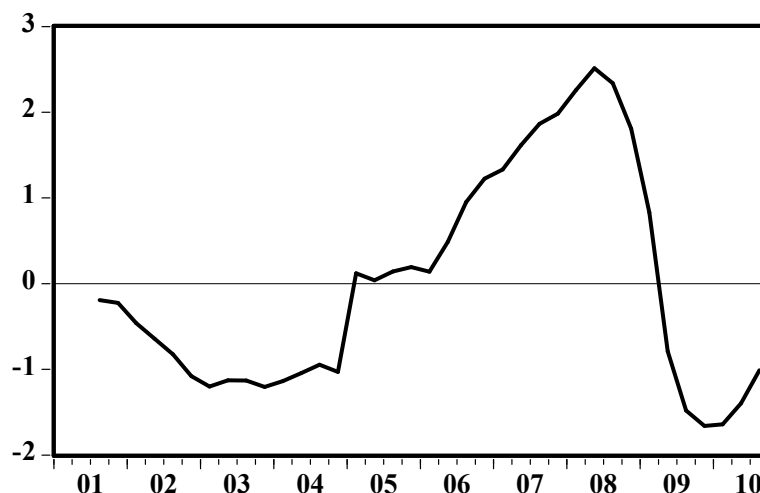
kde vektor $\mathbf{B} = [1; +1,81; -2,94]$ opět popisuje dlouhodobý rovnovážný vztah mezi proměnnými. Mezi mírou nezaměstnanosti osob pobírajících příspěvek v nezaměstnanosti a mírou volných pracovních míst existuje pozitivní vztah. Mezi mírou nezaměstnanosti osob pobírajících příspěvek a mírou nezaměstnanosti rovněž existuje pozitivní vztah. Všechny tyto vztahy jsou v souladu s vyslovenými hypotézami. K dlouhodobému rovnovážnému vztahu přispívá nejvíce míra nezaměstnanosti pobírajících příspěvek v nezaměstnanosti a to negativně.

Pro odhadnutý parametr $\hat{\alpha}_1$ existovalo podezření na slabou exogenitu stejně jako v předcházejícím modelu pro ue_t a ve_t . Proto byla použita restrikce na tento parametr, která prokázala, že parametr $\hat{\alpha}_1$ je statisticky nevýznamný na 5% hladině. Vektor rychlosti přizpůsobení k dlouhodobému rovnovážnému stavu $\mathbf{A} = [0; -0,04; +0,04]$ vypa-

dá takto po restrikci. Parametry vektoru zatížení se blíží nule a tudíž dlouhodobý vztah se v tomto modelu prosazuje velmi slabě.

V grafu č. 4.3 ukazuje výsledný kointegrační vztah mezi těmito třemi proměnnými po provedených restrikcích.

Graf č. 4.3 - Výsledný kointegrační vztah pro rovnici EQ02 po restrikci



Zdroj: vlastní zpracování

Model by měl být relativně stabilní, což potvrzují inverzní kořeny autoregresního polynomu. Stále však přetrvávají potíže s neodpovídajícím normálním rozdělením reziduí i heteroskedasticitou, což naznačuje i graf kointegračního vztahu. Bohužel se dá předpokládat, že tento problém pravděpodobně nepůjde odstranit ani přidáním dalších proměnných, neboť vliv přehřívající ekonomiky a ekonomického šoku z roku 2008 a 2009 je velmi výrazný.

4.4.4. Model ue_t , ve_t a glf_t

Do základního modelu byla přidáno tempo růstu pracovní síly. Kointegrační test indikoval jeden kointegrační vztah pro poslední dva typy hypotéz. Nakonec za nejvhodnější model byl vybrán 4. typ hypotézy s jedním zpožděním. Tabulka č. 4.5 ukazuje, že tentokrát se v kointegrační rovnici objevil deterministický trend a úrovněová konstanta.

Tab. č. 4.5 - Odhad VEC modelu pro ue_t , ve_t a glf_t

Sample (adjusted): 2001Q3 2010Q3 Included observations: 37 after adjustments			
Cointegrating Eq:	CointEq03		
LNUE_SA(-1)	1.000000		
LNVE_SA(-1)	0.291934 [8.93437]		
LNGLF_SA(-1)	-10.58756 [-4.97136]		
@TREND(95Q1)	0.008059 [5.17116]		
C	52.16426		
Error Correction:	D(LNUE_SA)	D(LNVE_SA)	D(LNGLF_SA)
CointEq03	-0.194934 [-2.39101]	0.768099 [3.74440]	0.041785 [2.66596]
D(LNUE_SA(-1))	0.304136 [1.76709]	-0.473162 [-1.09262]	-0.002012 [-0.06081]
D(LNVE_SA(-1))	-0.173916 [-2.11121]	0.316273 [1.52590]	-0.014665 [-0.92602]
D(LNGLF_SA(-1))	-0.371653 [-0.38583]	6.657824 [2.74699]	0.243020 [1.31229]
C	-0.001702 [-0.30766]	-0.013780 [-0.98968]	-0.000179 [-0.16792]
R-squared	0.724152	0.685077	0.192240
Adj. R-squared	0.689671	0.645711	0.091270
Sum sq. resids	0.034340	0.217398	0.001269
S.E. equation	0.032758	0.082424	0.006298
F-statistic	21.00146	17.40302	1.903935

Pozn.: V [] je uvedena t -statistika.

Zdroj: extrakt z EViews, vlastní zpracování

Následující kointegrační rovnice (4.3) je normalizovaná, stejně jako v předcházejících modelech, podle míry nezaměstnanosti:

$$EQ03 = \ln ue_sa_t + 0,29 \cdot \ln ve_sa_t - 10,59 \cdot \ln glf_sa_t + 0,01 \cdot trend + 52,16. \quad (4.3)$$

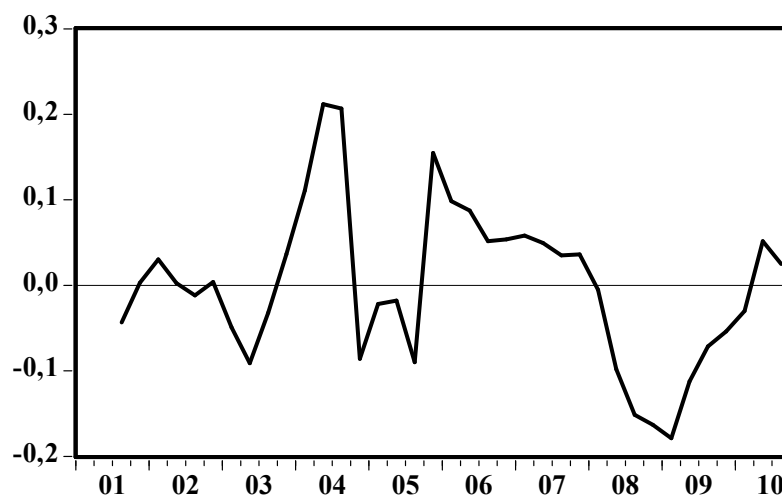
Jednotlivé parametry v rovnici dlouhodobé rovnováhy byly podrobeny restrikcím. Přesto se neukázalo, že by některý z těchto parametrů byl statisticky nevýznamný. Vektor popisující dlouhodobý vztah má tvar $\mathbf{B} = [1; 0,29; -10,59; 0,01; 52,16]$. Mezi tempem růstu pracovní síly a mírou nezaměstnanosti existuje pozitivní dlouhodobý vztah a mezi tempem růstu pracovní síly a mírou volných pracovních míst existuje rovněž pozitivní vztah, což je v souladu s předpoklady. Tempo růstu pracovní síly přispívá negativně k dlouhodobému rovnovážnému stavu a zároveň má největší vliv na tento stav.

Vektor zatížení $\mathbf{A} = [-0,19; 0,77; 0,04]$ byl rovněž testován pomocí restrikcí na slabou exogenitu. V tomto případě všechny parametry α byly statisticky významné na

hladině významnosti 5 %. Podle parametru $\hat{\alpha}_2 = 0,77$ lze usoudit, že se nejrychleji přizpůsobuje k dlouhodobému rovnovážnému vztahu míra volných pracovních míst.

Graf č. 4.4 ukazuje výsledný kointegrační vztah pro tyto tři proměnné. Dá se říci, že tento dlouhodobý rovnovážný vztah je poměrně stabilní v porovnání s dlouhodobými rovnovážnými vztahy v předcházejících modelech.

Graf č. 4.4 - Výsledný kointegrační vztah pro rovnici EQ03



Zdroj: vlastní zpracování

Model vykazuje stabilitu. Autokorelace se neprokázala, rezidua mají normální rozdělení a hypotéza o neexistenci heteroskedasticity nebyla zamítnuta na 5% hladině významnosti. Model má význam z ekonometrického i ekonomického hlediska. Na závěr se dá říci, že mezi těmito třemi proměnnými existuje tendence k dlouhodobému rovnovážnému vztahu.

4.4.5. Model ue_t , ve_t a ipp_t

Do toho modelu byla přidána produktivita práce, respektive tempo růstu produktivity práce. Za nejvhodnější byl vybrán 2. typ hypotézy s jedním zpožděním ve *VEC* modelu. V druhém typu hypotézy se vyskytuje jen konstanta v kointegrační rovnici. Tabulka č. 4.6 ukazuje odhadnutý VEC model pro míru nezaměstnanosti, míru volných pracovních míst a tempo růstu pracovní produktivity. Tento model je uveden po restrikcích.

Tab. č. 4.6 - Odhad VEC modelu pro ue_t , ve_t a ipp_t

Sample (adjusted): 2001Q3 2010Q3 Included observations: 37 after adjustments			
Cointegration Restrictions:	B(1,1)=1, A(1,1)=0, A(2,1)=0		
Chi-square(2)	2.235097		
Probability	0.327081		
Cointegrating Eq:	CointEq04		
LNUE_SA(-1)	1.000000		
LNVE_SA(-1)	0.295861 [8.07556]		
LNIPP_SA(-1)	-7.241850 [-8.08714]		
C	37.18952 [8.99424]		
Error Correction:	D(LNUE_SA)	D(LNVE_SA)	D(LNIPP_SA)
CointEq04	0.000000 [NA]	0.000000 [NA]	0.099105 [6.33551]
D(LNUE_SA(-1))	0.375733 [1.81126]	-0.319751 [-0.54741]	-0.183854 [-3.24314]
D(LNVE_SA(-1))	-0.227868 [-2.89737]	0.717883 [3.24172]	-0.034855 [-1.62172]
D(LNIPP_SA(-1))	-0.756038 [-1.45979]	0.380998 [0.26126]	0.426761 [3.01526]
R-squared	0.688005	0.553916	0.500524
Adj. R-squared	0.659642	0.513363	0.455117
Sum sq. resids	0.038839	0.307942	0.002901
S.E. equation	0.034307	0.096600	0.009375
F-statistic	24.25701	13.65905	11.02308

Pozn.: V [] je uvedena t -statistika.

Zdroj: extrakt z EViews, vlastní zpracování

Kointegrační rovnice (4.4) vypadá následovně:

$$EQ04 = \ln ue_sa_t + 0,30 \cdot \ln ve_sa_t - 7,24 \cdot \ln ipp_sa_t + 37,19. \quad (4.4)$$

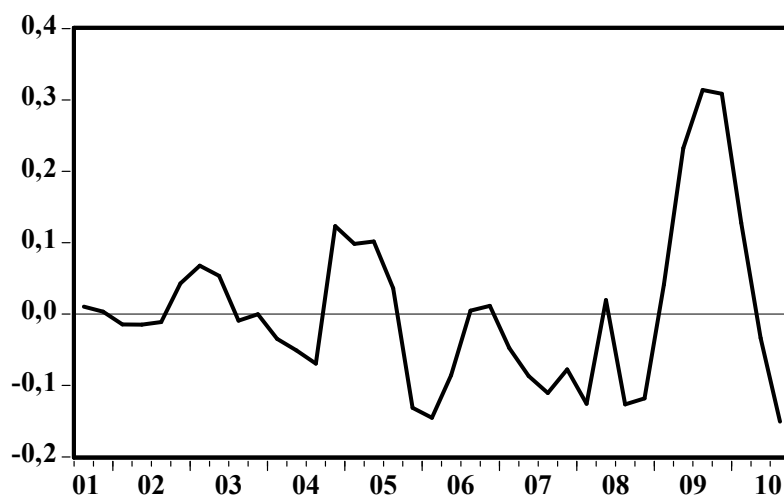
Rovnice dlouhodobé rovnovážného vztahu je normalizována podle míry nezaměstnanosti. Vektor dlouhodobého vztahu má tento tvar $\mathbf{B} = [1; 0,30; -7,24; 37,19]$. Z rovnice jde vyčíst, že mezi mírou nezaměstnanosti a tempem růstu pracovní produktivity se vyskytuje pozitivní vztah a mezi mírou volných pracovních míst a tempem růstu pracovní produktivity se rovněž vyskytuje pozitivní vztah. Tyto vztahy jsou ve shodě s předpoklady. Tempo růstu pracovní produktivity přispívá negativně a zároveň i nejvíce k dlouhodobému rovnovážnému vztahu.

V první a druhé rovnici u parametrů vektoru zatížení existovalo podezření na existenci slabé exogenity, která byla nakonec prokázána pomocí restrikcí. Restrikce byly statisticky významné u odhadů parametrů $\hat{\alpha}_1$ a $\hat{\alpha}_2$. Vektor zatížení po restrikcích má tvar $\mathbf{A} = [0; 0; 0,1]$. Ze strany míry nezaměstnanosti a míry volných pracovních

míst nedochází k přizpůsobování dlouhodobému vztahu. Naopak ze strany tempa růstu pracovní produktivity v tomto případě ano. Ovšem toto přizpůsobení se prosazuje jen velmi slabě.

Graf č. 4.5 ukazuje výsledný kointegrační vztah pro rovnici dlouhodobé rovnováhy *EQ04*. V zásadě se ukazuje, že tento vztah by měl být stacionární. Problém však zůstává přelom let 2008 a 2009, což se může následně ukázat i v testech.

Graf č. 4.5 - Výsledný kointegrační vztah pro rovnici *EQ04* po restrikcích



Zdroj: vlastní zpracování

VEC model vykazuje stabilitu, která byla potvrzena pomocí inverzních kořenů autoregresního polynomu. V modelu se vyskytuje problém autokorelace, heteroskedasticity a rezidua nemají normální rozdělení, což je zapříčiněno zejména vývojem v letech 2008 a 2009.

4.4.6. Model ue_t , ve_t a iwr_t

V tomto případě Johansenův kointegrační test neprokázal, že by existoval dlouhodobý rovnovážný vztah mezi nabídkou práce, poptávkou po práci a tempem růstu reálných mezd na 5 % hladině významnosti.

4.4.7. Model ue_t , ve_t a ir_t

Pro tento model, ve kterém byla zahrnuta úroková sazba, Johansenův kointegrační test poukazoval na existenci jednoho kointegračního vztahu pro některé typy hypotéz s jedním zpožděním na 5 % hladině významnosti. Přesto se nakonec nepotvrdila významnost dlouhodobého vztahu.

4.4.8. Model ue_t , ve_t , ipp_t a iwr_t

Do tohoto modelu byly přiřazeny tentokrát dva důležité determinanty nabídkové a poptávkové strany trhu práce a to tempo růstu produktivity práce a tempo růstu reálných mezd. Ani v tomto případě se nepotvrdil dlouhodobý rovnovážný vztah mezi těmito proměnnými.

4.4.9. Model ue_t , ve_t , glf_t a iwr_t

K základním proměnným Beveridgeovy křivky byly zahrnuty další dvě proměnné a to tempo růstu pracovní síly a index reálných mezd. Johansenův kointegrační test potvrdil kointegrační vztah pro několik typů hypotéz na 5% hladině významnosti a více zpoždění. Za nejvhodnější byl vybrán model se dvěmi zpožděními, který ukazuje příloha č. 6. Tento model je opět po restrikcích.

Rovnice dlouhodobé rovnováhy (4.5) vypadá takto:

$$EQ05 = \ln ue_sa_t + 0,53 \cdot \ln ve_sa_t - 16,79 \cdot \ln glf_sa_t - 6,20 \cdot \ln iwr_sa_t + 110,94. \quad (4.5)$$

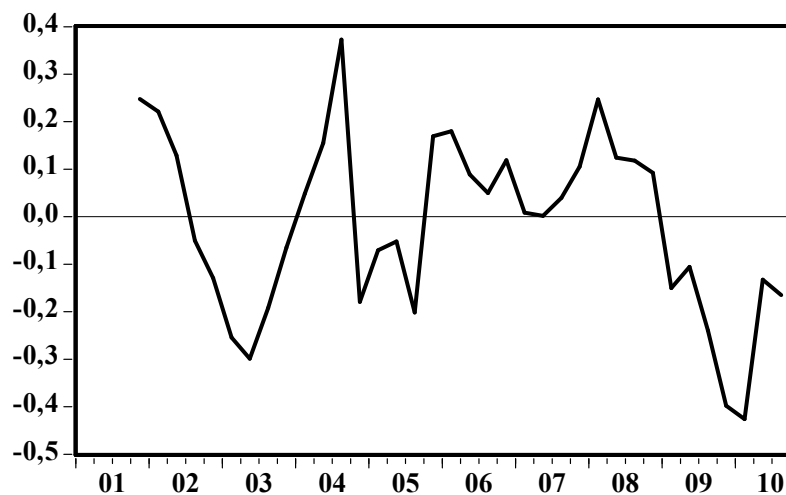
Kointegrační rovnice je normalizována stejně jako v předcházejících případech podle míry nezaměstnanosti. Vektor dlouhodobého rovnovážného vztahu je uveden ve tvaru $\mathbf{B} = [1; 0,53; -16,79; -6,20; 110,94]$. Mezi jednotlivými proměnnými se projeví následující vztahy: mezi tempem růstu pracovní síly a základními proměnnými Beveridgeovy křivky existuje kladný dlouhodobý vztah a mezi indexem reálných mezd a základními proměnnými převládá rovněž pozitivní vztah. První vztah je v souladu s předpokladem a druhý vztah tentokrát není v souladu s vyslovenou hypotézou. K dlouhodobému vztahu přispívají pozitivně míra nezaměstnanosti a míra volných pracovních míst a negativně přispívá tempo růstu pracovní síly a index růstu reálných mezd.

Model opět vykazoval tendenci k slabé exogenitě u míry nezaměstnanosti a u míry volných pracovních míst. Restrikce u odhadnutých parametrů $\hat{\alpha}_1$ a $\hat{\alpha}_2$ byly statisticky významné na 5 % hladině významnosti. Vektor zatížení má po restrikcích tvar $\mathbf{A} = [0; 0; 0,03; 0,04]$. K přizpůsobování dlouhodobému vztahu dochází ze strany tempa růstu pracovní síly a indexu růstu mezd ovšem opět jen ve velmi nepatrně.

Graf č. 4.6 ukazuje výsledný kointegrační vztah. Dalo by se říci, že tento dlouhodobý rovnovážný vztah vykazuje stabilitu v čase, což potvrdily i inverzní kořeny autoregresního polynomu, které se nacházely uvnitř jednotkového kruhu. Heteroskedasti-

cita reziduí nebyla potvrzena na 5% hladině významnosti. Problém s normalitou reziduí a autokorelací stále přetrvává.

Graf č. 4.6 - Výsledný kointegrační vztah pro rovnici *EQ05* po restrikcích



Zdroj: vlastní zpracování

Následující kapitola se bude zabývat shrnutím a srovnáním dosažených výsledků empirické části. Jednak budou porovnávány předpoklady dlouhodobých vztahů s dosaženými výsledky v jednotlivých *VEC* modelech. Závěry těchto modelů budou ekonomicky interpretovány. Případně bude poukázáno na další možné postupy, návrhy řešení apod.

5. Shrnutí a komparace výsledků

Dlouhodobý rovnovážný stav se projevil jen v několika modelech, jak naznačuje tabulka č. 5.1. V modelu se základními parametry Beveridgeovy křivky, dále s přidáním proměnnou mírou nezaměstnanosti osob pobírajících příspěvek v nezaměstnanosti, tempem růstu pracovní síly a tempem růstu pracovní produktivity a v modelu se dvěma přidávanými proměnnými a to s růstem pracovní síly a indexem reálných mezd. U dalších přidávaných proměnných jako byla míra nezaměstnanosti žen, index reálných mezd, úroková míra či tempo růstu produktivity práce spolu s indexem růstu reálných mezd se neprojevil dlouhodobý rovnovážný vztah. Míra nezaměstnanosti mladistvých a absolventů a míra dlouhodobé nezaměstnanosti nebyla řádu $I(1)$ a z tohoto důvodu tyto dvě proměnné nebyly do modelu zařazovány.

Tab. č. 5.1 - Přehled výsledných VEC modelů

Proměnné	Normalita	Autokorelace	Heteroskedasticita	Ekonomická významnost
ue_t, ve_t	ne	ne	ano	ano
$ue_t, ve_t, upre_t$	ne	ne	ano	ano
ue_t, ve_t, glf_t	ano	ne	ne	ano
ue_t, ve_t, ipp_t	ne	ano	ano	ano
ue_t, ve_t, glf_t, iwr_t	ano	ano	ne	ne

Zdroj: vlastní zpracování

První model, u kterého byl potvrzen dlouhodobý rovnovážný stav pomocí Johansenova kointegračního testu, se týkal základního vztahu mezi mírou nezaměstnanosti a mírou volných pracovních míst. Je třeba však upozornit na to, že zde neexistuje klasický inverzní vztah v dlouhém období, ale naopak pozitivní vztah. Tento vztah upozorňuje na vliv přetrvávající strukturální nezaměstnanosti či nepružného pracovního trhu, protože v souladu s růstem pracovních míst roste i míra nezaměstnanosti z dlouhodobého hlediska a tedy došlo k samotnému posunu rovnovážné míry nezaměstnanosti. Přesto je třeba brát na zřetel i vývoj ekonomiky před rokem 2008 a její následné prudké ochlazení, které může ovlivňovat odhad. Z hlediska vektoru zatížení dochází k velmi pomalému přizpůsobování k dlouhodobému rovnovážnému stavu ze strany poptávky, tedy míry volných pracovních míst. Ze strany nabídky práce nedochází k žádnému významnému přizpůsobování.

Dlouhodobý rovnovážný vztah byl dále potvrzen ve druhém modelu, který zahrnoval míru nezaměstnanosti osob pobírajících příspěvek v nezaměstnanosti. Mezi mírou nezaměstnanosti a strukturální proměnnou existuje pozitivní vztah a mezi mírou volných pracovních míst a strukturální proměnnou opět existuje pozitivní vztah. Oba vztahy potvrdily předpoklady. K přizpůsobování dlouhodobé rovnováže dochází ze strany poptávky a ze strany strukturální proměnné. Toto přizpůsobování je však opět velmi malé.

Třetí model zahrnoval tempo růstu pracovní síly. V kointegrační rovnici se potvrdil pozitivní vztah mezi tempem růstu pracovní síly a parametry Beveridgeovy křivky. Růst tempa pracovní síly má za následek posun dlouhodobého rovnovážného vztahu směrem od počátku. Nově vstupující osoby na trh práce se nejdříve stávají nezaměstnanými. V tomto případě roste nezaměstnanost a výše reálných mezd klesá. Zaměstnavatelům se snižují náklady na pracovní místa a v důsledku toho roste počet volných pracovních míst. Tento předpoklad byl potvrzen tímto modelem. K přizpůsobování v tomto modelu dochází zejména ze strany míry volných pracovních míst.

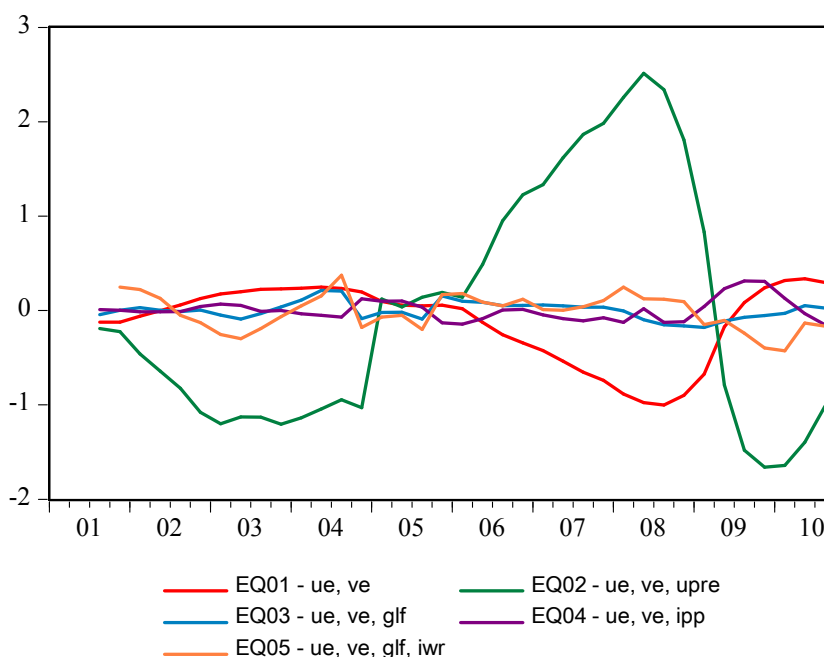
V předposledním, čtvrtém modelu bylo zahrnuto tempo růstu pracovní produktivity. I zde se vyskytuje pozitivní vztah mezi parametry Beveridgeovy křivky a tempem růstu pracovní produktivity, což je v souladu s vyslovenou hypotézou. Růst produktivity práce má vliv na růst počtu volných pracovních míst a na druhou stranu zároveň rostou reálné mzdy, což má vliv i na snížení stávající počtu obsazených pracovních míst a růst nezaměstnanosti. V modelu dochází k dlouhodobému přizpůsobování ze strany produktivity práce a naopak ze strany míry nezaměstnanosti či míry volných pracovních míst nedochází.

Pátý model zahrnoval mimo základní parametry Beveridgeovy křivky tempo růstu pracovní síly a index růstu mezd. Mezi tempem růstu pracovní síly a základními parametry Beveridgeovy křivky se vyskytuje pozitivní vztah, tak jako v předcházejícím případě a mezi indexem růstu tempa pracovní síly a základními proměnnými se rovněž vyskytuje pozitivní vztah. První vztah je v souladu s hypotézou a druhý vztah tentokrát není ve shodě s předpokladem, kdy se předpokládal negativní vztah mezi mírou volných pracovních míst a indexem růstu mezd. V ekonomické realitě existuje nepřeberné množství dalších faktorů, které působí jednak na tyto veličiny a zároveň jsou v interakci a z tohoto důvodu se nemusejí předpokládané teoretické vztahy projevit v modelu. Celkově k dlouhodobému vztahu přispívají pozitivně oba parametry Beveridgeovy křivky a negativně obě makroekonomické proměnné.

Ve všech modelech s přidanou proměnnou se potvrdil dlouhodobý inverzní vztah mezi mírou nezaměstnanosti a mírou volných pracovních míst.

Graf č. 5.1 ukazuje srovnání všech kointegračních vztahů. Z hlediska subjektivního hodnocení se jeví za nejvhodnější tři dlouhodobé rovnovážné vztahy a to se zahrnutím tempa růstu pracovní síly (EQ03), tempa růstu produktivity práce (EQ04) a tempa růstu pracovní síly spolu s indexem reálných mezd (EQ05). Tyto tři kointegrační vztahy vyhovují nejlépe vizuálnímu hodnocení „stacionárnějšího“ charakteru než zbylé dva kointegrační vztahy, z nichž jeden se týká základního vztahu mezi proměnnými (EQ01) a druhý má zahrnut v sobě míru nezaměstnanosti osob pobírající příspěvek v nezaměstnanosti (EQ02).

Graf č. 5.1 - Srovnání výsledných kointegračních vztahů



Zdroj: vlastní zpracování

Závěrem je třeba konstatovat, že po přidání další proměnné se projevují slabé tendence k dlouhodobému rovnovážnému stavu na národním trhu práce. **Konvergence k dlouhodobému rovnovážnému stavu na národním trhu práce probíhá zejména skrze poptávkovou stranu, dále přes tempo růstu pracovní síly a popřípadě pomocí tempa růstu produktivity práce, míry nezaměstnanosti osob pobírajících příspěvek nezaměstnanosti a indexu reálných mezd zahrnutých do modelu zároveň s tempem růstu pracovní síly.**

Mezi základními proměnnými Beveridgeovy křivky a ovlivňujícími faktory, jako je index reálných mezd nebo úroková sazba, které by podle ekonomické teorie měly rovněž ovlivňovat křivku, se nepotvrdil dlouhodobý rovnovážný vztah. Z hlediska mezd by se dalo říci, že nejsou kointegrovány s nabídkovou a poptávkovou stranou trhu práce, respektive jsou nepružné. Míra dlouhodobé nezaměstnanosti nemohla být zahrnuta do modelu, protože časový řada vykazovala stacionární charakter. Poptávka po práci poměrně pružně reaguje na situaci na trhu práce a naopak nabídka práce je velmi strnulá, respektive nereaguje tak pružně jako poptávka po práci.

Z pohledu ekonometrické významnosti by měl být brán za korektní kointegrační vztah jen v modelu, který zahrnuje tempo růstu pracovní síly. U většiny odhadů byl problém s normálním rozdělením reziduí, případně heteroskedasticitou nebo autokorelací. Přesto v praxi málokdy vycházejí optimálně všechny testy a navíc je zde problémem jak vývoj v posledních letech, menší rozsah souboru, tak rovněž změna metodiky v roce 2004. Z tohoto aspektu by bylo pravděpodobně vhodnější do modelu zahrnout dummy proměnnou.

6. Závěr

Cílem této diplomové práce bylo zkoumání tendencí k dlouhodobému rovnovážnému vztahu mezi nabídkovou stranou a poptávkovou stranou na trhu práce v České republice v letech 2001 až do 3. čtvrtletí roku 2010. V rámci tohoto cíle byla prováděna i analýza vzájemných dlouhodobých vztahů mezi proměnnými.

Konvergence k dlouhodobému rovnovážnému vztahu byla potvrzena Johansenovým kointegračním testem formou *VEC* modelu pro nabídku práce a poptávku po práci. Nabídku práce reprezentovala míra nezaměstnanosti a poptávkou po práci představovala míra volných pracovních míst. Namísto negativního vztahu se mezi dvěma základními parametry Beveridgeovy křivky projevil pozitivní vztah, což naznačuje přetrvávající strukturální nesoulad na národním trhu práce.

Po přidání dalších proměnných do základního vztahu se u některých modelů prokázala tendence k dlouhodobému rovnovážnému vztahu. V tomto případě se jednalo o míru nezaměstnanosti osob pobírajících příspěvek v nezaměstnanosti, tempo růstu pracovní síly, tempo růstu produktivity práce a index reálných mezd, který byl do modelu zahrnut zároveň s tempem růstu pracovní síly. Po přidání třetí proměnné do modelu se projevil i inverzní dlouhodobý vztah mezi mírou volných pracovních míst a mírou nezaměstnanosti. Předpokládané dlouhodobé vztahy obvykle vyšly v souladu s hypotézami.

Dá se konstatovat, že po přidání další proměnné se projevují slabé tendence k dlouhodobému rovnovážnému stavu na národním trhu práce. Děje se tak zejména prostřednictvím poptávky po práci či přidané vybrané makroekonomické nebo strukturální proměnné. Z hlediska mezd zde nebyl potvrzen kointegrační vztah, což by mohlo naznačovat na nepřizpůsobování reálných mezd nabídce a poptávce na trhu práce.

Závěry i výsledky jednotlivých vztahů se sice plně neshodují se všemi empirickými studiemi zabývající se shodným tématem. Tyto studie jsou však zaměřeny na jiný typ trhu práce, který je poměrně flexibilní oproti českému trhu práce.

Hlavním přínosem diplomové práce je empirické ověření (ne)existence dlouhodobých rovnovážných vztahů mezi nabídkou práce a poptávkou po práci při zahrnování dalších strukturálních faktorů a makroekonomických veličin ve zkoumaném období pro Českou republiku. Tyto výsledky lze zároveň použít jako empirické studie při analýze trhu práce respektive výuce kointegračních metod a přístupů.

Možnosti zlepšení jsou viděny obzvláště v zavedení dummy proměnné a tedy rozdělení dat na dvě období a to do roku 2003 a od roku 2004. Eventuelně by bylo vhodnější použít jiné metody jako je například *DOLS*-metoda (dynamická metoda nejmenších čtverců) nebo Bewleyův-Yangův kointegrační test. Tyto metody spolu s Johansenovou kointegrační metodou ve své práci aplikoval De Francesco [16]. Určité by bylo vhodné se zaměřit na další determinanty, které by mohly ovlivňovat trh práce v České republice jako je tempo růstu exportu či tempo růstu hrubého domácího produktu. Groenewold [17] zaváděl i proměnnou týkající se imigrantů apod. Nebo by bylo zajímavé se zaměřit i na odvětvovou strukturu nebo regionální strukturu, přesto zde spočívá problém, zda by byly některé časové řady dostupné v dostatečném rozsahu podle odvětví či regionů. Avšak toto je už návrh pro další studie.

Na závěr je třeba upozornit, že odhady je třeba brát s určitou opatrností. U většiny modelů nevyšly ekonometrické předpoklady, jako je neautokorelovanost reziduí, homoskedasticita a normální rozdělení, optimálně. Dá se říci, že jejich příčinou je zejména krátkost zkoumaných časových řad a vliv přehřáté ekonomiky a následné prudké ochlazení, respektive šok z let 2008 a 2009.

Seznam použité literatury

- [1] ROCHETEA, Guillaume. Understanding Unemployment. Economic Commentary. *Federal Reserve Bank of Cleveland* [online]. 2006, October, 4 p., [cit. 2010-12-25]. Dostupný z WWW: <<http://www.clevelandfed.org/research/commentary/2006/1015.pdf>> ISSN 0428-1276
- [2] URBAN, Jan. *Teorie národního hospodářství*. 2. vyd. Praha : ASPI, a. s., 2006, 516 s. ISBN 80-7357-188-9
- [3] WINKLER, Jiří; WILDMANNOVÁ, Mirka. *Evropské pracovní trhy a průmyslové vztahy*. 1. vyd. Brno : Computer Press, 1999. 143 s. ISBN 80-7226-195-9
- [4] KUCHAR, Pavel. *Trh práce: sociologická analýza*. 1. vyd. Praha : Karolinum, 2007, 183 s. ISBN 978-80-246-1383-3
- [5] VÁCLAVÍKOVÁ, Anna; et al. *Problematika trhu práce a politiky zaměstnanosti*. 1. vyd. Opava : OPTYS, spol. s r. o., 2009. 149 s. ISBN 978-80-85819-76-2
- [6] MAREŠ, Petr. *Nezaměstnanost jako sociální problém*. 3. vyd. Praha : SLON, 2002. 172 s. ISBN 80-86429-08-3
- [7] HANČLOVÁ, Jana; et al. *Modelování a klasifikace regionálních trhů práce*. 1. vyd. Ostrava : VŠB-TU Ostrava, Ekonomická fakulta, 2002. 150 s. ISBN 80-248-0220-1
- [8] MPSV. Analýza vývoje zaměstnanosti a nezaměstnanosti v 1. pololetí 2010. *Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR* [online]. 2010, říjen, 80 s. [cit. 2010-12-30]. Dostupný na WWW: <http://portal.mpsv.cz/sz/politikazamest/trh_prace/rok2010p1/analyza1006.pdf>
- [9] YASHIV, Eran. Beveridge curve. Discussion Paper. *Institute for the Study of Labor* [online]. 2006, December, no. 2479, 4 p. [cit. 2010-12-29]. Dostupný z WWW: <<http://ftp.iza.org/dp2479.pdf>>
- [10] RODENBURG, Peter. The Remarkable Place of the *UV*-Curve in Economic Theory. *Discussion Paper Tinbergen Institute*. [online]. 2007, November,

- no. 088/1, 32 p. [cit. 2010-12-28]. Dostupný z WWW: <<http://www.tinbergen.nl/discussionpapers/07088.pdf>>
- [11] HOLÝ, Dalibor. Metodický úvod. *Český statistický úřad* [online]. 2011 [cit. 2010-12-30]. Dostupný na WWW: <[http://www.czso.cz/csu/2010edicniplan.nsf/t/6D003020D4/\\$File/c310710u.pdf](http://www.czso.cz/csu/2010edicniplan.nsf/t/6D003020D4/$File/c310710u.pdf)>
- [12] POŠT, Vít. NAIRU a přirozená míra nezaměstnanosti - teoretický pohled. Výzkumná studie. *Ministerstvo financí ČR* [online]. 2008, no. 1, 12 s. [cit. 2010-12-30]. Dostupný z WWW: <http://www.mfer.cz/cps/rde/xbcr/mfer/NAIRU_a_prirozena_mira_nezamestnanosti_CZ_pdf.pdf>
- [13] CAHUC, Pierre; ZYLBERBERG, André. *Labor Economics*. 1st ed. Cambridge : MIT Press, 2004. 844 p. ISBN 0-262-03316-X
- [14] BRIDGEN, Andrew; THOMAS, Jonathan. What does economic theory tell us about labour market tightness? Working paper. *Bank of England* [online]. 2003, no. 185, 47 p. [cit. 2011-01-12]. Dostupný z WWW: <<http://www.bankofengland.co.uk/publications/workingpapers/wp185.pdf>> ISSN 1368-556
- [15] HERTWECK, Matthias S. Equilibrium Unemployment Theory : Labor Market Equilibrium. *University of Basel* [online]. 2010, March, 36 p. [cit. 2010-12-30]. Dostupný z WWW: <http://wwz.unibas.ch/fileadmin/wwz/redaktion/witheo/personen/aleks/Teaching/Equilibrium_Unemployment_Theory/lecture03.pdf>
- [16] DE FRANCESCO, Anthony J. The relationship between unemployment and vacancies in Australia. *Applied Economics* [online]. 1999, vol. 31, no. 5, p. 641 - 652, May [cit. 2010-10-12]. Dostupný z WWW: <<http://dx.doi.org/10.1080/00368499324084>>. ISSN 0003-6846
- [17] GROENEWOLD, Nicolaas. Long-Run Shifts of the Beveridge Curve and the Frictional Unemployment Rate in Australia. *Australian Journal of Labour Economics* [online]. 2003, March, vol. 6, no. 1, p. 65-82 [cit. 2011-03-05] Dostupný z WWW: <<http://www.business.curtin.edu.au/files/groenewold2.pdf>>
- [18] BLANCHARD, Olivier Jean; DIAMOND, Peter. The Beveridge curve. *Brookings Papers on Economic Activity* [online]. 1989, October, vol. 1989, no. 1,

- p. 1-76, [cit. 2010-12-25]. Dostupný z WWW: <<http://www.jstor.org/stable/2534495>>
- [19] LUKÁČIK, Martin; LUKÁČIKOVÁ, Adriana. *Ekonometrické modelovanie s aplikáciami*. 1. vyd. Bratislava : Ekonóm, 2008. 344 s. ISBN 978-80-225-2614-2
 - [20] CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 1. vyd. Praha : Ekopress, s. r. o., 2008. 538 s. ISBN 978-80-86929-43-9
 - [21] ARLT, Josef. *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*. 1. vyd. Praha: Grada Publishing, s. r. o., 1999. 312 s. ISBN 80-7169-539-4
 - [22] IVANIČOVÁ, Zlatica; et al. *Modelovanie vybraných problémov slovenskej ekonomiky pred vstupom do Európskej menovej únie*. 1. vyd. Bratislava : Ekonom, 2009. 382 s. ISBN 978-80-225-2828-3.
 - [23] ARLT, Josef; ARLTOVÁ, Markéta. *Ekonomické časové řady*. 1. vyd. Praha : Professional Publishing, 2009. 290 s. ISBN 978-80-86946-86-6
 - [24] ENDERS, Walter. *Applied Econometric Time Series*. 3rd ed. Hoboken, N. J. : John Wiley & Sons, 2010. 517 p. ISBN 978-0-470-50539-7
 - [25] JOHANSEN, Søren. The interpretation of cointegrating coefficients in the cointegrated vector autoregressive model. *University of Copenhagen* [online]. 2002, October, HCØ Tryk, no. 14, 16 p. [cit. 2011-03-26] Dostupný z WWW: <<http://www.math.ku.dk/~sjo/papers/coefficients.pdf>> ISSN 1600-2660
 - [26] Integrovaný portál Ministerstva práce a sociálních věcí České republiky. *Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR* [online]. Praha, 2002 - 2009 [cit. 2011-02-01]. Dostupný z WWW: <<http://portal.mpsv.cz/>>
 - [27] Český statistický úřad. *Český statistický úřad* [online]. Praha, 2011 [cit. 2011-02-01]. Dostupný z WWW: <<http://czso.cz/csu/redakce.nsf/i/home>>
 - [28] ARAD: systém časových řad. *Česká národní banka* [online]. Praha, 2003 - 2009. [cit. 2011-02-01]. Dostupný z WWW: <<http://www.cnb.cz/docs/ARADY/HTML/index.htm>>

- [29] GALUŠČÁK, Kamil; MÜNICH, Daniel. Structural and Cyclical Unemployment: What Can Be Derived from the Matching Function? *Czech Journal of Economics and Finance* [online]. 2007, vol. 57, no. 3-4, p. 102-125 [cit. 2011-03-05] Dostupný z WWW: <<http://ideas.repec.org/a/fau/fauart/v57y2007i3-4p102-125.html>>
- [30] JONÁŠ, Jiří. *Ekonomická transformace v České republice : makroekonomický vývoj a hospodářská politika*. 1. vyd. Praha : MANAGEMENT PRESS, Ringier ČR, a. s., 1997. 207 s. ISBN 80-85943-22-0
- [31] BERÁNKOVÁ, Kateřina. Nový zákon o zaměstnanosti. Tisková zpráva. *Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR* [online]. Praha, 30. září 2004 [cit. 2011-03-01]. Dostupný z WWW: <<http://www.mpsv.cz/files/clanky/236/300904.pdf>>
- [32] BERÁNKOVÁ, Kateřina. MPSV harmonizuje vykazování míry nezaměstnanosti s EU. Tisková zpráva. *Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR* [online]. Praha : 2004, srpen, [cit. 2011-03-01]. Dostupný z WWW: <<http://www.mpsv.cz/files/clanky/272/090804a.pdf>>
- [33] RUBLÍKOVÁ, Eva. *Analýza časových radov*. 1. vyd. Bratislava : Iura Edition, 2007. 207 s. ISBN 978-80-8078-139-2.

Seznam zkratek a symbolů

ACF	autokorelační funkce, grafické znázornění - korelogram
ADF test	rozšířený Dickeyův-Fullerův test
BC	Beveridgeova křivka
DF test	Dickeyův-Fullerův test
ČSÚ	Český statistický úřad
ČŘ	časová řada
DSP	diferenčně stacionární proces
DOLS-metoda	dynamická metoda nejmenších čtverců
EC model	model s korekčním členem
EG metoda	Engleova-Grangerova metoda
H_0	hypotéza nulová
H_1	hypotéza alternativní
I	řád integrace
JCL	linie tvorby pracovních míst
KPSS test	Kwiatkowskiův-Phillipsův-Schmidtův-Shinův test
MPSV ČR	Ministerstvo práce a sociálních věcí České republiky
OLS-metoda	metoda nejmenších čtverců
PP test	Phillipsův-Perronův test
SIC	Schwarzovo informační kritérium
θ	těsnost
TP	trh práce
TSP	trendově stacionární proces
VAR model	vektorový autoregresní model
VEC model	vektorový model s korekčním členem
VŠPS	výběrové šetření pracovních sil

Seznam grafů, obrázků a tabulek

Seznam grafů:

Graf č. 2.1 - Beveridgeova křivka

Graf č. 2.2 - Faktory ovlivňující Beveridgeovu křivku

Graf č. 4.1 - Detailní náhled na Beveridgeovu křivku České republiky od roku 1995 do konce roku 2010 (čtvrtletní data, v %)

Graf č. 4.2 - Výsledný kointegrační vztah pro rovnici $EQ01$ po restrikci

Graf č. 4.3 - Výsledný kointegrační vztah pro rovnici $EQ02$ po restrikci

Graf č. 4.4 - Výsledný kointegrační vztah pro rovnici $EQ03$

Graf č. 4.5 - Výsledný kointegrační vztah pro rovnici $EQ04$ po restrikcích

Graf č. 4.6 - Výsledný kointegrační vztah pro rovnici $EQ05$ po restrikcích

Graf č. 5.1 - Srovnání výsledných kointegračních vztahů

Seznam obrázků:

Obr. č. 2.1 - Zjednodušený model pracovních toků

Seznam tabulek:

Tab. č. 4.1 - Testování jednotkového kořene

Tab. č. 4.2 - Předpoklady dlouhodobých vztahů mezi základními parametry Beveridgeovy křivky a ostatními proměnnými

Tab. č. 4.3 - Odhad VEC modelu pro ue_t a ve_t

Tab. č. 4.4 - Odhad VEC modelu pro ue_t , ve_t a $upre_t$

Tab. č. 4.5 - Odhad VEC modelu pro ue_t , ve_t a glf_t

Tab. č. 4.6 - Odhad VEC modelu pro ue_t , ve_t a ipp_t

Tab. č. 5.1 - Přehled výsledných VEC modelů

Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byla seznámena s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne

.....

jméno a příjmení studenta

Adresa trvalého pobytu studenta:

.....

Seznam příloh

Příloha č. 1 - Beveridgeova křivka ČR od r. 1995 do konce r. 2010

(čtvrtletní data, v %)

Příloha č. 2 - Časové řady proměnných a jejich první difference

Příloha č. 3 - Grafický test jednotlivých časových řad

Příloha č. 4 - Testování existence jednotkového kořene

Příloha č. 5 - Odhad modelu ue_t a ve_t

Příloha č. 6 - Odhad VEC modelu ue_t , ve_t , glf_t a iwr_t